

تحلیل همگنی و روند بارش‌های آستانه با رویکرد آماری ناپارامتری در شمال غرب ایران

حسن علیپور^۱ و آرش ملکیان^{۲*}

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران و ^۲ دانشیار، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تهران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۶

چکیده

بارندگی از پارامترهای مهم در بین پارامترهای اقلیمی و از عوامل بسیار تأثیرگذار در هیدرولوژی و بیلان آب یک حوزه آبخیز است که پیش‌بینی و شناسایی رفتار آن برای مدیریت اکوسیستم و منابع آبی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این تحقیق، برای بررسی روند تغییرات بلندمدت آستانه‌های بارش در شمال غرب کشور، از رویکردهای آماری ناپارامتری (اسپیرمن‌رو، کندال‌تائو، من-کندال و تخمین‌گر شیب San) و آزمون‌های همگنی (فن‌نیومن، بوشانت، همگنی نرمال استاندارد و پتیت) در هشت ایستگاه سینوپتیک طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۳ استفاده شد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ناپارامتری و همگنی ایستگاه مراغه، در همه آستانه بارش‌ها در سطح معنی‌داری ۰/۰۱ روند کاهشی و در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ دارای تغییر ناگهانی به‌صورت نزولی را نشان داد. آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن-رو و کندال‌تائو در همه سری‌ها نتایج مشابه با یکدیگر و در برخی آستانه‌ها متفاوت با روش San ارائه دادند. به‌طوری که برای کل آستانه‌های بارشی ۲۶ درصد از آزمون‌های ناپارامتری دارای روند بودند. برای تعیین نقطه تغییر در تمام آستانه‌ها نتایج آزمون‌های بوشانت، همگنی نرمال استاندارد و پتیت مشابه با یکدیگر ولی با نتایج آزمون فن‌نیومن متفاوت بودند. در این زمینه، به‌طور متوسط ۲۵/۹۲ درصد از آستانه‌های بارشی در منطقه مورد مطالعه ناهمگن بوده است. با بررسی این تغییرات ناگهانی می‌توان پی برد که عوامل طبیعی و غیر طبیعی همچون خشکسالی‌های هواشناسی یا عوامل انسانی سبب تغییر ناگهانی در بارش‌های آستانه گشته است.

واژه‌های کلیدی: آزمون همگنی، تحلیل روند، تغییرپذیری اقلیمی، سری‌های زمانی، همبستگی رتبه‌ای

مقدمه

آن روی تغییر منابع آب، بیابان‌زایی و کاهش تنوع گیاهی تمرکز یافته‌اند (Lazaro و همکاران، ۲۰۰۱؛ Rosso و Burlando، ۲۰۰۲). وقایع مربوط به سری‌های آب و هوایی معمول در درازمدت قابل توصیف‌اند چرا که سیر تکاملی سامانه‌های هواشناسی همبستگی زیادی با مقیاس زمان دارند (Barbosa و همکاران، ۲۰۰۶؛ Kantelhardt و همکاران، ۲۰۰۳). آب و هوای حدی و رویدادهای اقلیمی با توجه به

بارش یکی از تغییرپذیرترین پارامترهای جوی است که هم در بعد مکان و هم در بعد زمان در قالب اقلیم تغییر می‌کند. تغییرات بارش می‌تواند اثرات منفی محیطی، اجتماعی، اقتصادی و حتی فرهنگی برای جوامع بشری داشته باشد، در سال‌های اخیر، تعداد زیادی از مطالعات در زمینه شناسایی روند تغییرات آب-اقلیمی در سطح جهان و اثرات احتمالی

عوامل طبیعی از جمله سیلاب‌ها هستند و در نتیجه تهدید جدی برای منابع آب محسوب می‌شوند.

بررسی وجود یا عدم وجود روند در سری‌های زمانی هیدرومتئورولوژیک، با استفاده از آزمون‌های آماری صورت می‌گیرد. تا کنون، روش‌های آماری متعددی برای تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه شده که این روش‌ها به دو دسته کلی روش‌های پارامتری و ناپارامتری قابل تقسیم هستند که روش‌های ناپارامتری برای تشخیص روند پارامترهای هیدرولوژیکی و اقلیمی از کاربرد نسبتاً گسترده‌تر و چشم‌گیرتری نسبت به روش‌های پارامتری برخوردارند (Xu و همکاران، ۲۰۰۳). چون اولاً فرضیات درباره توزیع‌ها را ضروری نمی‌دانند و ثانیاً به شکست‌های ناگهانی سری‌های زمانی حساس نیستند (Tabari و همکاران، ۲۰۱۱a؛ Tabari و همکاران، ۲۰۱۱b).

به‌عنوان مثال Kysely و Beranova (۲۰۰۹) با بررسی اثرات تغییر اقلیم بر روی بارش‌های حدی در جمهوری چک، نشان دادند که روند بارش‌های حدی در زمستان متناسب با افزایش میانگین بارش‌ها افزایش یافته، در حالی که افزایش آن در تابستان از لحاظ آماری معنی‌دار بود. همچنین، Roth و همکاران (۲۰۱۴) بارش‌های حدی منطقه‌ای را با رویکرد غیر ثابت آستانه پیشینه‌ای در هلند و شمال غربی آلمان مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند، نتایج نشان داد که بارش‌های حدی در تابستان افزایش معنی‌داری داشته، ولی این روند بارش‌های حدی در تابستان به مدل‌های گردش عمومی بستگی دارند. در حالی که در زمستان بارش‌های حدی متناظر با افزایش میانگین بارش‌ها افزایش یافته است که این روندها ناشی از افزایش آستانه‌ها است. Sadri و همکاران (۲۰۰۹) نیز با بررسی داده‌های پیشینه بارش ۲۴ ساعته در ۶۶ ایستگاه در دانمارک از سال ۱۹۷۹ تا ۲۰۰۷ نشان دادند که در مقیاس منطقه‌ای شدت بارش‌های دو، پنج و ۶۰ دقیقه‌ای در سطح معنی‌دار پنج درصد روند افزایشی دارد. همچنین، Modarres و Sarhadi (۲۰۰۹) به مطالعه روند بارش سالانه و پیشینه بارش ۲۴ ساعته در ۱۴۵ ایستگاه اندازه‌گیری در ایران پرداختند. این مطالعه نشان داد که بارش سالانه در ۶۷ درصد ایستگاه‌ها کاهش داشته، پیشینه بارندگی ۲۴ ساعته در

اثرات شدید بالقوه آن‌ها بر زندگی انسان، اقتصاد و اکوسیستم‌های طبیعی در دهه‌های اخیر مورد توجه بیشتر اقلیم شناسان قرار گرفته‌اند (Li و همکاران، ۲۰۱۰؛ Bartolini و همکاران، ۲۰۰۸). به نظر می‌رسد که تکرار رویدادهای حدی بارش در طی سال‌های اخیر روند افزایشی داشته است. به‌طوری که با افزایش میزان بارش‌های حدی، قابلیت نفوذ آب در خاک‌های خشک به شدت کاهش می‌یابد و در نتیجه دبی اوج رودخانه‌ها افزایش می‌یابد و در پی آن‌ها خطرات ناشی از سیل چشم‌گیر می‌شوند (Beranova و Kysely، ۲۰۰۹). از این‌رو، پیش‌بینی بارش‌های حدی به‌علت اثرات شدید بالقوه آن در جامعه از اهمیت زیادی برخوردار است (Roth و همکاران، ۲۰۱۴). بررسی آستانه بارش‌ها زمانی اهمیت خود را نشان می‌دهد که یک منطقه شاهد با بارش ناچیز یا قابل توجه و یا حجم زیادی از بارش به‌صورت ناگهانی به‌وقوع بپیوندد. ویژگی اصلی بارش‌ها به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک نظیر ایران، تغییرپذیری آن‌ها است. در واقع تغییرات بارش، در نتیجه تغییرات عوامل تولیدکننده آن‌ها خواهد بود. ایران از جمله مناطقی است که شاهد رفتار ناهنجار و بی‌قاعده بارش است. بی‌نظمی موجود در عوامل ایجاد بارش است که به توزیع مکانی و زمانی بارش منتقل شده است (Olga و Pisa، ۲۰۰۸؛ Haylock و همکاران، ۲۰۰۶).

رویدادهای حدی بارش در مقیاس‌های مختلف زمانی به‌ویژه روزانه، خسارات شدیدی به جوامع انسانی و اکوسیستم وارد می‌کنند. توافق امروزی بر این است که ویژگی‌های آستانه بارش‌ها به‌علت تغییر اقلیم عوض می‌شوند، به‌طوری که اغلب پیش‌بینی‌ها نشان می‌دهند که میزان بارش هر سال یا پیشینه میزان بارش در یک سال در یک دوره یک یا پنج روزه اتفاق می‌افتد (Turco و Llasat، ۲۰۱۱؛ Klein Tank و Können، ۲۰۰۳). بنابراین، آگاهی از اطلاعات مربوط به آستانه بارش‌ها برای بخش‌های مختلف جامعه از جمله برای طراحی سامانه‌های فاضلاب و زهکشی جاده‌ها، تونل‌ها و کشاورزی بسیار مهم است. زمانی که این بارش‌ها در یک منطقه متناسب با نواحی مختلف از آستانه خاصی بالا رود به‌عنوان بارش‌های شدید و فوق شدید شناخته می‌شوند و عامل مخاطره‌انگیز در بروز

پهنه در محدوده $39^{\circ} 46' 36''$ تا $35^{\circ} 58' 54''$ عرض شمالی و $48^{\circ} 27' 27''$ تا $44^{\circ} 3' 5''$ طول شرقی قرار دارد. متوسط ارتفاع شمال غرب کشور 1830 متر از سطح دریا است. مرتفع‌ترین نقطه، قله سلان با ارتفاع تقریبی 4811 متر از سطح دریا است. همچنین، متوسط بارش سالانه از 250 الی 600 میلی‌متر در نوسان هست. فصول بهار، زمستان و پاییز، فصول بارندگی منطقه محسوب می‌شوند و بیشترین شدت بارندگی در بهار مشاهده می‌شود. در این تحقیق، به‌منظور تحلیل روند آستانه‌های بارش در شمال غرب ایران، تعداد روزهای بارش یک، پنج، 10 میلی‌متر و بیشتر هشت ایستگاه سینوپتیک با طول دوره آماری 30 سال (1984 تا 2013) پس از کنترل کیفیت آماری مورد بررسی قرار گرفت. در جدول ۱ و شکل ۱ مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه آورده شده است.

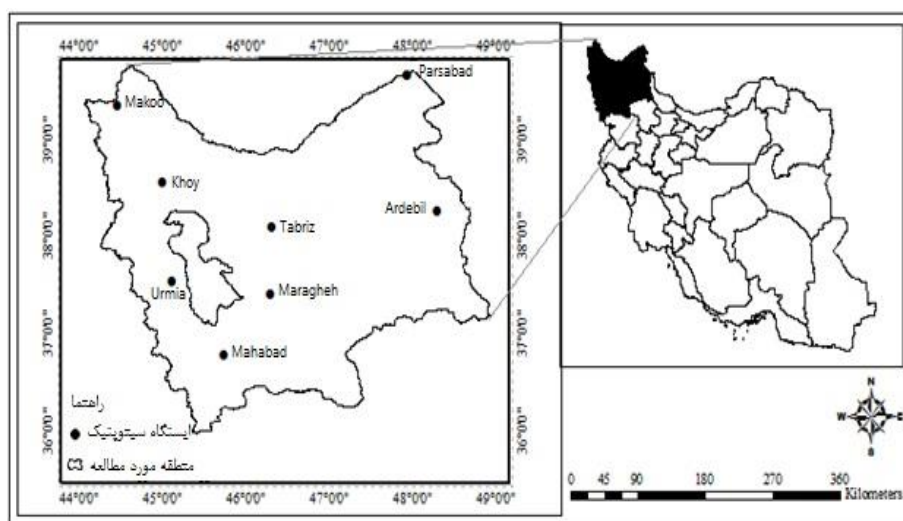
50 درصد ایستگاه‌ها افزایش داشته است. Cai و Li (۲۰۰۵) هم از آزمون تغییر ناگهانی به‌منظور تعریف مناسب‌ترین آستانه برای بارش‌های حدی در جنوب استرالیا استفاده کردند. Hosseinzadeh و Tabari (۲۰۱۱c) Talaeه روند سالانه و فصلی بارش‌ها را در 41 ایستگاه در ایران با استفاده از آزمون‌های MK، Sen و رگرسیون خطی در دوره $1996-2005$ مورد مطالعه و بررسی قرار دادند. در مطالعه حاضر، به‌منظور بررسی روند و تعیین همگنی آستانه‌های بارش در شمال غرب کشور در هشت ایستگاه سینوپتیک از آزمون‌های ناپارامتریک و همگنی استفاده شد.

مواد و روش‌ها

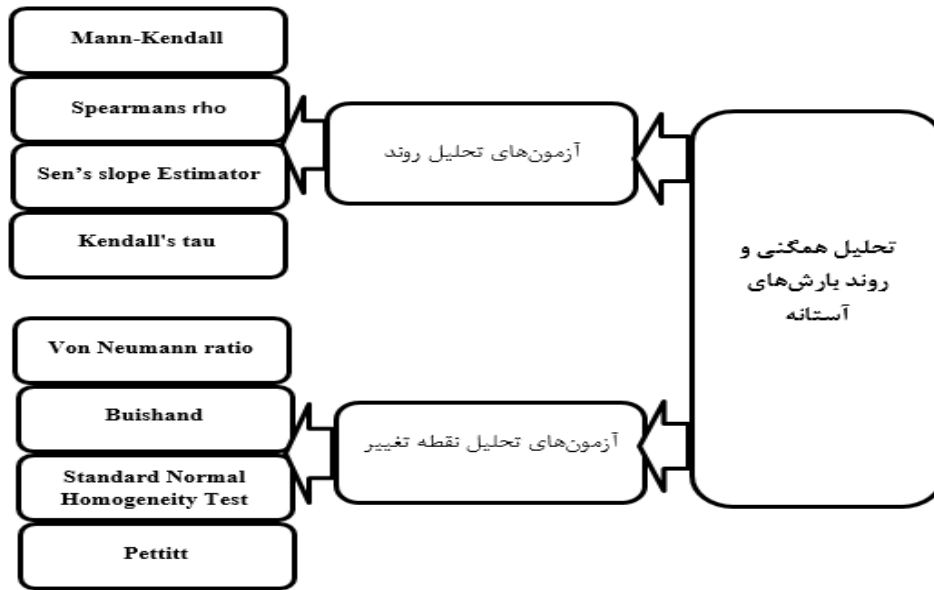
منطقه مورد پژوهش: شمال غرب ایران شامل استان‌های آذربایجان شرقی، غربی و اردبیل است. این بخش از کشور 100493 کیلومتر مربع مساحت و حدود $6/95$ درصد کل مساحت کشور را دارا است. این

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه

| ردیف | نام ایستگاه | طول جغرافیایی | عرض جغرافیایی | ارتفاع از سطح دریا (متر) |
|------|-------------|------------------|------------------|--------------------------|
| ۱ | اردبیل | $48^{\circ} 19'$ | $38^{\circ} 13'$ | ۱۳۳۲ |
| ۲ | ارومیه | $45^{\circ} 03'$ | $37^{\circ} 40'$ | ۱۳۲۸ |
| ۳ | پارس‌آباد | $47^{\circ} 46'$ | $39^{\circ} 36'$ | ۳۱۹ |
| ۴ | تبریز | $46^{\circ} 14'$ | $38^{\circ} 07'$ | ۱۳۶۱ |
| ۵ | خوی | $44^{\circ} 59'$ | $38^{\circ} 33'$ | ۱۱۰۳ |
| ۶ | ماکو | $44^{\circ} 23'$ | $39^{\circ} 22'$ | ۱۴۱۱/۳ |
| ۷ | مراغه | $46^{\circ} 08'$ | $37^{\circ} 20'$ | ۱۴۷۷/۷ |
| ۸ | مهاباد | $45^{\circ} 42'$ | $36^{\circ} 45'$ | ۱۳۵۱/۸ |



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های منطقه مورد پژوهش



شکل ۲- مراحل انجام پژوهش

استاندارد شده آزمون Z_{MK} از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Z = \begin{cases} \text{if } s < 0 \rightarrow \text{then } \frac{s+1}{\sqrt{\text{Var}(s)}} \\ \text{if } (x_i + x_j) = 0 \rightarrow \text{then } 0 \\ \text{if } (x_i + x_j) > 0 \rightarrow \text{then } \frac{s-1}{\sqrt{\text{Var}(s)}} \end{cases} \quad (4)$$

در این رابطه مقدار مثبت Z_{MK} روند افزایشی و مقدار منفی Z_{MK} روند کاهشی سری‌های زمانی را نشان می‌دهد. همچنین، برای آزمودن روند افزایشی یا کاهشی یکنواخت در سطح معنی‌داری p ، اگر مقدار Z_{MK} بزرگ‌تر از $Z_{1-p/2}$ باشد (که $Z_{1-p/2}$ از جداول توزیع تجمعی نرمال استاندارد به دست می‌آید) فرض صفر رد می‌شود. برای این کار، سطح معنی‌دار 0.1 و $p=0.05$ یا $p=0.01$ به کار می‌رود (Kisi, ۲۰۱۳؛ Sonali و Kumar, ۲۰۱۳).

آزمون Spearman's rho: ضریب همبستگی اسپیرمن از آزمون‌های ناپارامتری که مبتنی بر داده‌های با مقیاس رتبه‌ای است که برای تجزیه و تحلیل روند مورد استفاده قرار می‌گیرد (Zare Chahoki, ۲۰۱۰). در این آزمون، داده‌های سری زمانی را مستقل و با توزیع یکسان در نظر می‌گیرند (Ahmad و همکاران، ۲۰۱۵).

روش پژوهش: به منظور تحلیل و بررسی تغییر ناگهانی و روند بارش‌های آستانه از آزمون‌های ناپارامتریک و نقطه تغییر استفاده شد که در فلوچارت زیر اشاره شده است.

آزمون تحلیل روند

آزمون Mann-Kendall: این آزمون جزو آزمون‌های ناپارامتری می‌باشد که معمولاً برای شناسایی روند در سری‌های زمانی اقلیمی و هیدرولوژیک به کار می‌رود (Kahya و Partal, ۲۰۰۶).

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

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

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{k=1}^{K-1} t_k(t_k-1)(2t_k+5)}{18} \quad (3)$$

که در آن‌ها، S آماره آزمون من-کندال (MK)، n تعداد مشاهدات سری X_i و X_j داده‌های متوالی در سری زمانی، t_k تعداد دنباله‌ها برای مقادیر k ام و k تعداد مقادیر دنباله‌ها است. جزء دوم در معادله (۳) یک تعدیل برای دنباله یا داده‌های حساس است. آماره

آزمون **Buishand**: این آزمون همگنی بر پایه جمع‌های جزئی تعدیل‌شده و یا انحرافات تجمعی از میانگین بنا نهاده شده است که به‌وسیله بوشاند در سال ۱۹۸۲ برای سری‌های زمانی ارائه شده و مراحل محاسبه آن به شرح زیر است.

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y}) \quad k=1, \dots, n \quad S_0^* = 0 \quad (7)$$

که در آن، \bar{Y} مقدار متوسط از Y_i و S_0^* است. لازم به ذکر است که مقادیر S_k^{**} از تقسیم S_k^* بر انحراف معیار داده‌ها (D_y) به‌دست می‌آید.

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_y} \quad k=1, 2, \dots, n \quad (8)$$

در این رابطه مقادیر بیشتر Q بیانگر تغییرات و ناهمگنی سری‌های زمانی است، در صورتی که آماره محاسبه شده Q/\sqrt{n} بزرگ‌تر از مقدار بحرانی آماره آزمون جدول باشد، سری زمانی ناهمگن است (Kazemzadeh و همکاران، ۲۰۱۵).

$$Q = \max |S_k^{**}| \quad 0 \leq k \leq n \quad (9)$$

آزمون **Standard Normal Homogeneity Test**:

این آزمون همگنی بسیار حساس به شکست‌های ابتدایی و انتهایی است. استخراج آزمون Alexandersson (۱۹۸۶) مزیت‌های بزرگ چون امکان شناسایی موقعیت زمانی ناهمگنی و شدت آن (اندازه) دارد. همچنین، این آزمون برای مطالعه روند مصنوعی در سری زمانی آب و هوایی مناسب است.

آزمون Pettitt: این آزمون یکی از آزمون‌های ناپارامتری برای تعیین نقطه جهش (تغییر ناگهانی) که یک سری زمانی را به دو جزء سری جدا تفکیک می‌کند و معنی‌دار بودن آن را بررسی می‌کند و به‌طور گسترده برای تشخیص در سری‌های زمانی آب و هوایی و هیدرولوژیکی استفاده می‌شود (Lu و Zhang، ۲۰۰۹؛ Geo و همکاران، ۲۰۱۱؛ Pohler، ۲۰۱۶). این آزمون به‌وسیله Pettitt در سال ۱۹۷۹ ارائه شده است.

نتایج و بحث

برای کلیه سری‌های زمانی مورد مطالعه، در ابتدا آماره آزمون‌های مورد نظر محاسبه شدند، سپس معنی‌داری این آماره‌ها در سطوح اطمینان ۹۵ درصد و

آزمون Sen's slope Estimator: این آزمون به‌وسیله Sen (۱۹۸۶) ارائه شد، شیب هر جفت داده متوالی سری از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \quad (5)$$

که در آن، x_k و x_j به‌ترتیب مقادیر داده‌ها در زمان‌های j و k است که با هم یک واحد زمانی اختلاف دارند و Q_i مقدار میانه n برآورد شده شیب نمودار San است. اگر n فرد باشد، برآورد کننده شیب San به این صورت محاسبه خواهد شد $Q_{med} = Q_{(n+2)/2}$ و اگر n زوج باشد، برآورد کننده شیب San از این رابطه به‌دست می‌آید $Q_{med} = (Q_{n/2} + Q_{(n+2)/2})/2$. در نهایت اگر مقدار Q_{med} را با آزمون دو طرفه در سطح اطمینان $(1-100\alpha)$ درصد بررسی شود، شیب واقعی نمودار روند را می‌توان به‌دست آورد (Vivekanandan، ۲۰۰۷؛ Kazemzadeh و Malekian، ۲۰۱۵).

آزمون **Kendall's tau**: این آزمون همانند آزمون

همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن برای تعیین همبستگی بین دو متغیر رتبه‌ای به‌کار می‌رود. دامنه این ضریب همواره بین -1 تا $+1$ تغییر می‌کند. این ضریب مشخص می‌کند که افزایش یا کاهش یک متغیر با افزایش یا کاهش متغیر دیگر همراه است (Karmeshu، ۲۰۱۲).

تحلیل نقطه تغییر

آزمون **Von Neumann ratio**: این آزمون برای

تحلیل و بررسی همگنی و ناهمگنی سری‌های زمانی استفاده می‌شود که در سال ۱۹۴۱ به‌وسیله فن‌نیومن ارائه شد و از اختلاف مربع ترتیبی داده‌ها به واریانس داده‌ها به‌دست می‌آید.

$$N = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (Y_i - Y_{i+1})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (6)$$

در این رابطه، اگر سری زمانی همگن باشد، مقدار مورد انتظار N برابر ۲ است، ولی در غیر این صورت مقدار N کمتر از مقدار مورد انتظار می‌شود (Nelson و Bingham، ۱۹۸۱).

۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاصله در جدول ۲ درج شده است.

همان‌طور که از جدول ۲ بر می‌آید نتایج آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن‌رو، ضریب تخمین‌گر San و کندال‌تائو برای همه سری‌های زمانی نشان داد که در ایستگاه مراغه در سطح اعتماد ۰/۰۱ در همه بارش‌های آستانه روند کاهشی و معنی‌دار بوده است، در حالی‌که در بقیه ایستگاه‌ها این چنین نیست. بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن‌رو و کندال‌تائو برای دوره مورد مطالعه از هشت ایستگاه، به نظر می‌رسد که به‌طور کلی در هر

سه آستانه بارش یک روند کاهشی قابل توجهی در ایستگاه‌های ارومیه، خوی، مهاباد، مراغه و تبریز در طی دوره آماری وجود دارد ولی در ایستگاه ماکو روند افزایشی بوده است. علاوه بر این، می‌توان گفت که سه آزمون فوق‌الذکر در ایستگاه‌های پارس‌آباد و اردبیل در آستانه بارشی یک میلی‌متر و بیشتر روند کاهشی و در بقیه آستانه‌ها روند افزایشی را نشان می‌دهد. این در حالی است که ایستگاه پارس‌آباد در آستانه بارشی ۱۰ میلی‌متر و بیشتر در آزمون اسپیرمن‌رو در سطح اعتماد ۰/۰۵ روند افزایشی معنی‌داری را نشان می‌دهد.

جدول ۲- نتایج آزمون همبستگی و همگنی برای تحلیل روند بارش‌های آستانه

| ایستگاه | تعداد روزهای بارندگی (میلی‌متر) | MK | Spearman's rho | Sen's | Kendall's tau | VNR | Buishand | SNHT | Pettitt |
|-----------|---------------------------------|---------|----------------|----------|---------------|------|----------|--------|---------|
| | ۱ | -۰/۲۳ | -۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۳۳ | ۲/۰۱ | ۲/۸۶ | ۱/۴۷ | ۵۴ |
| اردبیل | ۵ | ۱/۰۰ | ۰/۱۸۸ | ۰/۱۲۵* | ۰/۱۳۵ | ۱/۲۵ | ۵/۱۳ | ۶/۳۸ | ۹۰ |
| | ۱۰ | ۰/۵۸ | ۰/۱۰۸ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۸۰ | ۱/۰۷ | ۴/۶۶ | ۴/۲۰ | ۸۳ |
| | ۱ | -۰/۵۲ | -۰/۱۱۲ | -۰/۰۹۱** | -۰/۰۷۰ | ۱/۳۲ | ۵/۵۵ | ۴/۰۵ | ۹۳ |
| ارومیه | ۵ | -۱/۱۵ | -۰/۲۲۲ | -۰/۱۴۳** | -۰/۱۵۲ | ۱/۲۸ | ۶/۳۶ | ۵/۳۲ | ۹۹ |
| | ۱۰ | -۱/۱۳ | -۰/۲۲۶ | -۰/۰۹۱** | -۰/۱۵۳ | ۱/۳۳ | ۶/۳۴ | ۵/۵۷ | ۹۶ |
| | ۱ | -۰/۷۲ | -۰/۱۴۲ | -۰/۰۸۷** | -۰/۰۹۶ | ۲/۰۱ | ۲/۷۵ | ۱/۲۸ | ۶۷ |
| پارس-آباد | ۵ | ۱/۱۱ | ۰/۲۱۸ | ۰/۰۹۱** | ۰/۱۴۹ | ۱/۶۶ | ۴/۵۰ | ۳/۶۸ | ۷۵ |
| | ۱۰ | ۱/۹۰ | ۰/۳۶۹* | ۰/۱۱۱** | ۰/۲۵۸ | ۱/۰۱ | ۷/۳۵ | ۱۱/۰۳ | ۱۲۷ |
| | ۱ | -۱/۰۶ | -۰/۲۷۶ | -۰/۲۶۳** | -۰/۱۴۰ | ۱/۲۷ | ۷/۵۰ | ۷/۸۲ | ۱۲۳ |
| تبریز | ۵ | -۱/۲۹ | -۰/۲۶۳ | -۰/۱۴۳** | -۰/۱۷۳ | ۱/۶۹ | ۴/۳۴ | ۳/۳۳ | ۷۶ |
| | ۱۰ | -۰/۳۳ | -۰/۰۸۴ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۴۷ | ۱/۷۴ | ۳/۷۸ | ۲/۵۷ | ۶۹ |
| | ۱ | ۰/۰۴ | ۰/۰۳۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۷ | ۲/۰۰ | ۳/۲۵ | ۱/۹۳ | ۶۹ |
| خوی | ۵ | -۰/۱۸ | -۰/۰۷۴ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۲۶ | ۲/۲۱ | ۴/۱۰ | ۲/۸۲ | ۵۴ |
| | ۱۰ | -۰/۴۹ | -۰/۰۷۵ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۶۹ | ۱/۸۴ | ۲/۹۵ | ۱/۶۰ | ۴۷ |
| | ۱ | ۱/۴۸ | ۰/۲۴۶ | ۰/۲۷۳** | ۰/۱۹۶ | ۱/۹۳ | ۵/۳۷ | ۳/۹۲ | ۱۰۶ |
| ماکو | ۵ | ۰/۹۸ | ۰/۱۸۳ | ۰/۱۱۱** | ۰/۱۳۱ | ۲/۰۷ | ۴/۴۵ | ۳/۴۷ | ۱۰۰ |
| | ۱۰ | ۰/۳۲ | ۰/۰۸۰ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۴۵ | ۱/۴۵ | ۴/۶۵ | ۳/۰۱ | ۸۶ |
| | ۱ | -۲/۸۱** | -۰/۵۳۷** | -۰/۶۸۸** | -۰/۳۶۹** | ۱/۱۴ | ۸/۹۲ | ۱۰/۳۱ | ۱۴۸ |
| مراغه | ۵ | -۳/۰۳** | -۰/۵۵۹** | -۰/۴۷۱** | -۰/۴۰۰** | ۲/۰۷ | ۹/۱۱ | ۱۰/۸۹ | ۱۵۷ |
| | ۱۰ | -۳/۲۱** | -۰/۵۹۸** | -۰/۲۸۶** | -۰/۴۲۷** | ۰/۷۹ | ۱۰/۵۹ | ۱۵/۰۷۱ | ۱۸۰ |
| | ۱ | -۱/۸۴ | -۰/۳۴۰ | -۰/۳۸۹** | -۰/۲۴۳ | ۱/۴۹ | ۷/۵۳ | ۷/۳۵ | ۱۲۴ |
| مهاباد | ۵ | -۱/۲۶ | -۰/۲۹۸ | -۰/۱۰۷** | -۰/۱۶۸ | ۱/۵۷ | ۶/۱۹ | ۴/۹۵ | ۱۰۰ |
| | ۱۰ | -۱/۴۴ | -۰/۳۱۰ | -۰/۱۴۳** | -۰/۱۹۲ | ۱/۴۴ | ۵/۲۶ | ۴/۹۸ | ۱۰۳ |

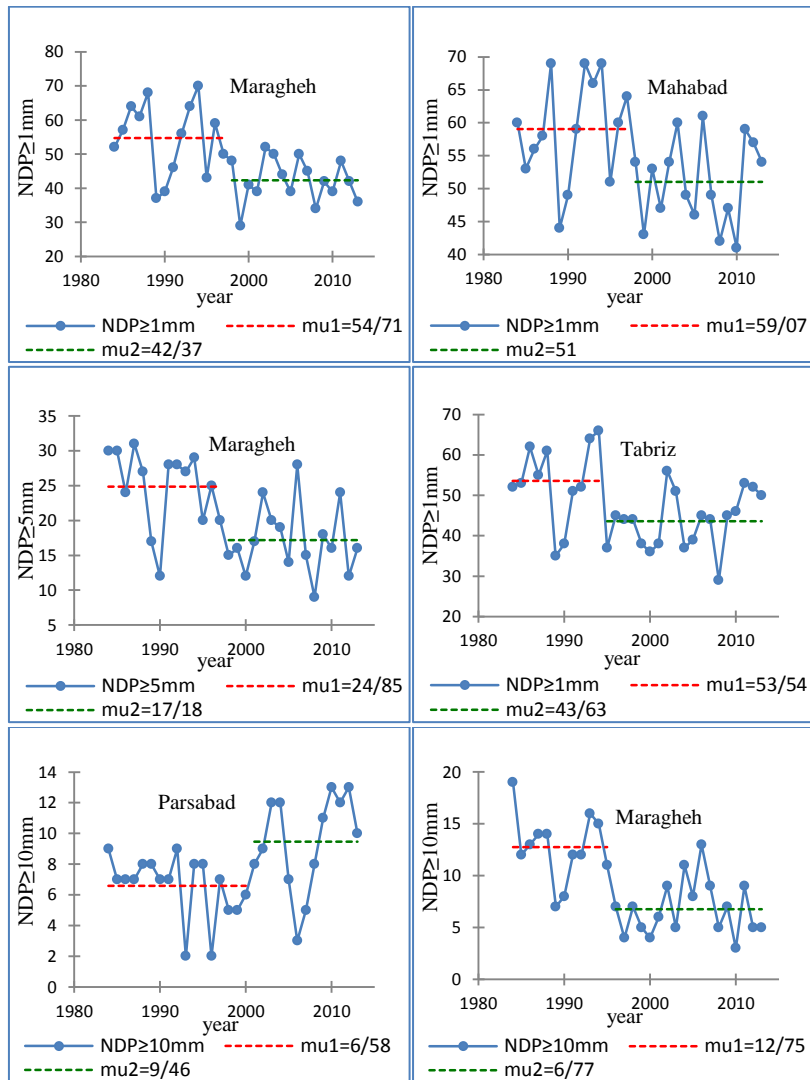
مقادیر دارای خط زیر نشان‌دهنده معنی‌دار بودن در سطح پنج درصد، ** معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد، * معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد است.

Sen استفاده شده است. این آزمون برای ایستگاه‌های ارومیه، مهاباد و مراغه در سطح اعتماد ۰/۰۱ در همه

برای تعیین مقدار و بزرگی روند کاهشی در ایستگاه‌های مورد نظر در طول مورد مطالعه از آزمون

می‌دهد. در صورتی‌که در آستانه بارشی یک و پنج میلی‌متر و بیشتر ایستگاه ماکو روند افزایشی معنی‌داری را نشان می‌دهد. این آزمون در ایستگاه خوی در همه آستانه‌ها هیچ روندی را نشان نمی‌دهد.

آستانه‌های بارشی روند کاهشی و معنی‌داری را نشان می‌دهد در حالی‌که بقیه آزمون‌ها معنی‌داری ایستگاه ارومیه و مهاباد را تأیید نمی‌کنند. همچنین، این آزمون در سری‌های زمانی یک و پنج میلی‌متر و بیشتر در ایستگاه تبریز روند کاهشی و معنی‌داری را نشان



شکل ۲- نتایج آزمون‌های پتی، بوشانت و همگنی نرمال استاندارد برای همه آستانه‌های بارشی دارای تغییر ناگهانی (NDP) تعداد روزهای بارندگی

آزمون‌ها برای سری‌های زمانی آستانه بارش‌ها در هشت ایستگاه سینوپتیک در شمال غرب کشور در جدول ۲ ارائه شده است. بررسی همگنی آستانه‌های بارشی نشان داد که آزمون فن‌نیومن با ۳۷/۰۳ درصد بیشترین ناهمگنی را در سری‌های زمانی در منطقه مورد مطالعه نشان داد و آزمون‌های بوشانت، همگنی نرمال استاندارد و Pettitt نتایج مشابهی در همه

برای تعیین نقطه تغییر یا جهش در سری‌های زمانی آستانه‌های بارش از آزمون‌های فن‌نیومن (VNR) ، بوشانت، همگنی نرمال استاندارد (SNHT) و Pettitt استفاده شد. با توجه به این‌که هر یک از آزمون‌ها حساسیت متفاوتی نسبت به روند تغییرات سری‌های زمانی دارند، لذا در این تحقیق از چهار آزمون برای تحلیل همگنی سری‌های زمانی استفاده شد. نتایج این

هم بودند. بنابراین، نتایج آزمون‌های فوق‌الذکر در آستانه‌های بارشی که دارای تغییر ناگهانی و ناهمگنی بودند، در شکل ۲، نمایش داده شده است. به طوری که بیشتر تغییرات ناگهانی در میانه سری‌های زمانی اتفاق افتاده است. وجود نقطه تغییر در سری‌های زمانی داده‌ها را به دو سری متفاوت تقسیم می‌کند، به عبارتی تغییر در ساختار سری‌های زمانی اتفاق افتاده است. تغییر زمانی در سری‌های زمانی اطلاعات مهمی در اختیار می‌گذارد. برای مثال با بررسی این تغییرات ناگهانی می‌توان پی برد که عوامل طبیعی همچون خشکسالی‌های هواشناسی یا تغییر اقلیم سبب تغییر ناگهانی در بارش‌های آستانه گشته است.

ایستگاه‌ها و آستانه‌های بارشی ارائه دادند. به طوری که سه آزمون ذکر شده ۲۵/۹۲ درصد از سری‌های زمانی را ناهمگن شناسایی کرده، به عبارتی دارای جهش بوده‌اند. بیشترین ناهمگنی در سری‌های زمانی ایستگاه‌های پارس‌آباد (آستانه بارشی ۱۰ میلی‌متر و بیشتر)، تبریز (آستانه بارشی یک میلی‌متر و بیشتر) و مراغه (همه آستانه‌های بارشی) بوده است. همچنین، آزمون فن‌نیومن در ایستگاه‌های ارومیه (همه آستانه‌های بارشی)، اردبیل (آستانه‌های بارشی پنج و ۱۰ میلی‌متر و بیشتر) و مهاباد (آستانه بارشی یک میلی‌متر و بیشتر) نتایج متفاوتی با سه آزمون همگنی دیگر ارائه داد. نتایج آزمون‌های بوشانت، همگنی نرمال استاندارد و Pettitt در ایستگاه‌های مورد مطالعه مشابه

جدول ۳- مقایسه نتایج آزمون‌های ناپارامتریک برای تحلیل روند و همگنی آستانه‌های مختلف بارش

| Pettitt | SNHT | Buishand | VNR | Kendall's tau | Sen's | Spearman's rho | MK | تعداد روزهای بارندگی (میلی‌متر) | ایستگاه |
|---------|--------|----------|--------|---------------|--------|----------------|--------|---------------------------------|-----------|
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | ناهمگن | No | Yes(+) | No | No | ۵ | اردبیل |
| همگن | همگن | همگن | ناهمگن | No | No | No | No | ۱۰ | |
| همگن | همگن | همگن | ناهمگن | No | Yes(-) | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | ناهمگن | No | Yes(-) | No | No | ۵ | ارومیه |
| همگن | همگن | همگن | ناهمگن | No | Yes(-) | No | No | ۱۰ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(+) | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(+) | No | No | ۵ | پارس‌آباد |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | No | No | Yes(+) | No | ۱۰ | |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | No | Yes(+) | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(+) | No | No | ۵ | تبریز |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۱۰ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۵ | خوی |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۱۰ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(+) | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(+) | No | No | ۵ | ماکو |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | No | No | No | ۱۰ | |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | ۱ | |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | ۵ | مراغه |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | Yes(-) | ۱۰ | |
| ناهمگن | ناهمگن | ناهمگن | همگن | No | Yes(-) | No | No | ۱ | |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(-) | No | No | ۵ | مهاباد |
| همگن | همگن | همگن | همگن | No | Yes(-) | No | No | ۱۰ | |

ضمن این‌که مطالعات ایشان به‌جز یک ایستگاه در بیشتر ایستگاه‌ها روند کاهشی و نزولی نشان داد.

نتیجه‌گیری

تجزیه و تحلیل روندها یکی از موضوعات مهم در هرگونه مسائل تغییرات آب و هوایی است و نمایش متغیرهای هواشناسی، هیدرولوژیکی و اقلیمی را در زمان‌های گذشته و آینده را فراهم می‌کند. در این زمینه، روند آستانه بارش‌های ثبت شده در شمال غرب کشور طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۳ در ایستگاه‌های اردبیل، ارومیه، پارس‌آباد، تبریز، خوی، ماکو، مراغه و مهاباد با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری و همگنی شامل Sen's, Spearman's rho, Mann- Kendall, Von Neumann ratio, Kendall's tau-b, Estimator, Pettitt و SNHT, Buishand مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه، نتایج حاصل از آزمون‌ها در سری‌های مختلف ایستگاه‌ها با یکدیگر مورد بحث و مقایسه قرار گرفت. این آزمون‌ها روندهای مختلف آستانه‌های بارشی را از نظر جنبه‌های مهم و پیچیدگی پدیده میسر می‌کنند. با توجه به نتایج آزمون‌های ناپارامتری شایان ذکر است که ایستگاه مراغه در همه آزمون‌ها دارای روند کاهشی معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد بوده و با بررسی نتایج آزمون‌های همگنی می‌توان نشان داد که ایستگاه فوق‌الذکر در سطح اعتماد ۰/۰۵ دارای تغییر ناگهانی نزولی در همه آستانه‌ها بوده است. همچنین، با توجه به آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن رو و کندال تائو در هر سه آستانه بارشی یک روند کاهشی قابل توجهی را برای ایستگاه‌های ارومیه، خوی، مهاباد، مراغه و تبریز وجود دارد. در حالی که در ایستگاه ماکو روند افزایشی بوده است. علاوه بر این، آزمون ضریب تخمین‌گر Sen برای ایستگاه‌های ارومیه، مهاباد و مراغه در همه آستانه‌های بارشی روند کاهشی و معنی‌داری را نشان می‌دهند. در صورتی که آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن رو و کندال تائو معنی‌داری ایستگاه ارومیه و مهاباد را تایید نمی‌کنند. در نهایت می‌توان اظهار نظر کرد که آزمون ضریب تخمین‌گر Sen نسبت به آزمون‌های من-کندال، اسپیرمن رو و کندال تائو نتایج متفاوت‌تری ارائه داد. پس، به‌طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که آزمون‌های

نتایج آزمون‌های ناپارامتریک و آزمون‌های همگنی برای تحلیل روند آستانه بارش‌ها در جدول ۳ ارائه شد. با بررسی نتایج حاصل از آزمون‌های ناپارامتریک می‌توان نشان داد که ۲۸ درصد آستانه‌های بارشی دارای روند معنی‌دار بودند که ۱۸/۷۵ درصد از آن‌ها روند منفی بوده که بیشترین روند معنی‌دار کاهشی در ایستگاه مراغه بوده و تنها ۸/۳۳ درصد روند مثبت داشتند. همچنین، در همه آستانه‌های بارشی از بین آزمون‌های ناپارامتریک ضریب تخمین‌گر بیشترین روند معنی‌داری را نسبت به بقیه آزمون‌ها نشان داده است. ضمن این‌که آزمون ذکر شده در برخی ایستگاه‌ها و آستانه بارش‌ها همانند ایستگاه خوی هیچ روندی را نشان نداد. نتایج به‌دست آمده از پژوهش Hejam و همکاران (۲۰۰۶) نتایج تحقیق حاضر را تایید می‌کند. به‌طوری که نتایج ایشان با توجه به آزمون‌های من-کندال و Sen در بیشتر ایستگاه‌ها روند کاهشی و معنی‌دار را نشان داد. ولی هیچ روند افزایشی و معنی‌داری به‌صورت توأم به‌وسیله دو آزمون مورد تایید قرار نگرفت. همچنین، نتایج Malekinejad و همکاران برای تحلیل روند تغییرات بارندگی و خشکسالی با استفاده از دو آزمون من-کندال نشان داد که روند خاصی در سری زمانی فصلی مشاهده نمی‌شود. اما در سری سالانه با استفاده از آزمون Sen در ایستگاه‌های ابعلی و کرج در سطح اعتماد ۹۹ درصد روند صعودی وجود دارد. دلیل آن را می‌توان به ارتفاع بالاتر این دو ایستگاه از سطح دریا نسبت به ایستگاه‌های دیگر و دقت بیشتر آزمون Sen در تعیین روند سری‌های زمانی بر اساس داده‌های غیر صفر نسبت داد. نتایج حاصل از آزمون‌های همگنی نشان داد که به‌طور متوسط ۲۵/۹۲ از آستانه‌ها ناهمگن بوده است. بیشترین ناهمگنی و تغییر ناگهانی در ایستگاه مراغه با ۱۰۰ درصد ناهمگنی بوده ایستگاه‌های اردبیل، ارومیه، ماکو و خوی با ۱۰۰ درصد همگنی کمترین ناهمگنی و تغییر ناگهانی را داشتند. به‌طوری که با توجه به نتایج آزمون‌های همگنی، آستانه بارشی یک میلی‌متر بیشترین ناهمگنی را نسبت به بقیه آستانه‌های بارشی داشت. نتایج حاصل از مطالعات Ahmadi و همکاران (۲۰۱۳) در مورد تحلیل روند بارندگی مشابه نتایج ارائه شده در تحقیق حاضر است.

۲۰۰۵؛ Sarhadi و Modarres، ۲۰۰۹). در نتیجه، تغییر در آستانه بارش‌ها پیامدهای زیادی در پی دارد. به‌طوری که افزایش در میزان بارش‌های حدی نوسانات گسترده‌ای بر محتوای آب موجود در خاک ایجاد می‌کند و در نتیجه نوسانات در محتوای آب موجود در خاک به‌طور چشم‌گیری گیاهان را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Zeppel و همکاران، ۲۰۱۴). پس، نتایج حاصل شده هشدار می‌دهد که در مورد تحول آب و هوا در ایران که تحت عنوان پدیده تغییر اقلیم شناخته شده است. به یقین این تغییرات تأثیرات مستقیم بر تولیدات کشاورزی دارد و می‌تواند موجب کاهش عملکرد گیاهان شود. به‌طور کلی می‌توان نتیجه‌گیری کرد که انسان با مداخله خود در اکوسیستم‌های طبیعی، با تشدید سرعت تغییر اقلیم علاوه بر این‌که حوادثی از جمله خشکی، طوفان‌های شدید، بهم خوردن تعادل در اکوسیستم‌های آبی، تخریب جنگل‌ها و مراتع را منجر می‌شود، باعث ایجاد مشکلاتی نیز در تولید محصولات زراعی و اکوسیستم‌های زراعی و طبیعی می‌شود. ذکر این مطلب ضروری است که تحقیق حاضر در موارد مختلفی همچون کنترل سیلاب‌ها و خطرات ناشی از آن و استحصال آب باران می‌تواند مدیران را به نحو احسن یاری دهد و همچنین، در تعیین الگو و تراکم کشت و انتخاب گونه‌های زراعی و مرتعی می‌تواند مؤثر باشد، به‌طوری که از بارندگی‌های مؤثر بیشترین استفاده برده شود.

من-کندال، اسپیرمن‌رو و کندال تانو نتایج مشابه و واضح‌تری نسبت به Sen ارائه دادند. بنابراین، این نتایج می‌تواند در دیگر متغیرهای اقلیمی، هواشناسی و هیدرولوژیکی اعمال شود.

همان‌طوری که در بالا اشاره شد، آزمون‌های همگنی به‌طور متوسط ۲۵/۹۲ درصد از آستانه‌های بارش را در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ ناهمگن ارائه دادند. به‌طوری که نقاط شکست ایجاد شده در دهه ۱۹۹۰ اتفاق افتاده است و ایستگاه‌هایی که آستانه بارشی آن‌ها دارای تغییر ناگهانی بوده، همه آن‌ها سیر نزولی داشته‌اند، به‌جز ایستگاه پارس‌آباد که در آستانه بارشی ۱۰ میلی‌متر و بیشتر سیر صعودی نشان داد. همچنین، آزمون فن‌نیومن با ۳۷/۵ درصد بیشترین ناهمگنی را در سری‌های زمانی در منطقه مورد مطالعه نشان داد. با بررسی این تغییرات ناگهانی می‌توان پی برد که عوامل طبیعی و غیر طبیعی همچون خشکسالی‌های هواشناسی سبب تغییر ناگهانی در بارش‌های آستانه گشته است.

با توجه به این‌که کاهش در میزان بارش سالانه در یک منطقه منجر به کاهش تعداد روزهای بارندگی می‌شود (Hess و همکاران، ۱۹۹۵)، بنابراین، تعداد روزهای بارندگی رابطه قابل توجهی با میزان بارش سالانه در ایران دارد (Modarres و Silva، ۲۰۰۷) و چون روند بارش‌ها در شمال غرب کشور در طولانی‌مدت کاهش یافته است (Raziei و همکاران،

منابع مورد استفاده

- Ahmad, I., D. Tang, T. Wang, M. Wang and B. Wagan. 2015. Precipitation trends over time using Mann-Kendall and Spearman's rho tests in Swat River Basin, Pakistan. *Advances in Meteorology*, 2015(ID): 1-15.
- Alexandersson, H. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology*, 6(6): 661-675.
- Barbosa, S.M., M.J. Fernandes and M.E. Silva. 2006. Long-range dependence in North Atlantic sea level. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 371(2): 725-731.
- Bartolini, G., M. Morabito, A. Crisci, D. Grifoni, T. Torrigiani, M. Petralli and S. Orlandini. 2008. Recent trends in Tuscany (Italy) summer temperature and indices of extremes. *International Journal of Climatology*, 28(13): 1751-1760.
- Bingham, C. and L.S. Nelson. 1981. An approximation for the distribution of the von Neumann ratio. *Technometrics*, 23(3): 285-288.
- Buishand, T.A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology*, 58(1): 11-27.
- Burlando, P. and R. Rosso. 2002. Effects of transient climate change on basin hydrology. 2. Impacts on runoff variability in the Arno River, central Italy. *Hydrological Processes*, 16(6): 1177-1199.
- Gao, P., X.M. Mu, F. Wang and R. Li. 2011. Changes in streamflow and sediment discharge and the response to human activities in the middle reaches of the Yellow River. *Hydrology and Earth System Sciences*, 15(1): 1-10.

9. Haylock, M.R., T.C. Peterson, L.M. Alves, T. Ambrizzi, Y.M.T. Anunciação, J. Baez and V. Corradi. 2006. Trends in total and extreme South American rainfall in 1960-2000 and links with sea surface temperature. *Journal of Climate*, 19(8): 1490-1512.
10. Hess, T.M., W. Stephens and U.M. Maryah. 1995. Rainfall trends in the north east arid zone of Nigeria 1961-1990. *Agricultural and Forest Meteorology*, 74(1): 87-97.
11. Kantelhardt, J.W., D. Rybski, S.A. Zschiegner, P. Braun, E. Koscielny-Bunde, V. Livina and A. Bunde. 2003. Multifractality of river runoff and precipitation: comparison of fluctuation analysis and wavelet methods. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 330(1): 240-245.
12. Karmeshu, N. 2012. Trend detection in annual temperature and precipitation using the Mann Kendall test, a case study to assess climate change on select states in the northeastern United States. Available at http://repository.upenn.edu/mes_capstones/47 (verified 8 January. 2012).
13. Kazemzadeh, M. 2015. Evaluation of climate change impacts on the hydrological characteristics of watershed, case study: Aji chai Watershed. MSc Thesis, University of Tehran, 177 pages.
14. Kisi, O. 2015. An innovative method for trend analysis of monthly pan evaporations. *Journal of Hydrology*, 527: 1123-1129.
15. Klein Tank, A.M.G. and G.P. Können. 2003. Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946-99. *Journal of Climate*, 16(22): 3665-3680.
16. Kyselý, J. and R. Beranová. 2009. Climate-change effects on extreme precipitation in central Europe: uncertainties of scenarios based on regional climate models. *Theoretical and Applied Climatology*, 95(3-4): 361-374.
17. Lázaro, R., F.S. Rodrigo, L. Gutiérrez, F. Domingo and J. Puigdefábregas. 2001. Analysis of a 30-year rainfall record (1967-1997) in semi-arid SE Spain for implications on vegetation. *Journal of Arid Environments*, 48(3): 373-395.
18. Li, Y., W. Cai and E.P. Campbell. 2005. Statistical modelling of extreme rainfall in southwest Western Australia. *Journal of Climate*, 18(6): 852-863.
19. Li, Z., F.L. Zheng, W.Z. Liu and D.C. Flanagan. 2010. Spatial distribution and temporal trends of extreme temperature and precipitation events on the Loess Plateau of China during 1961-2007. *Quaternary International*, 226(1): 92-100.
20. Malekian, A. and M. Kazemzadeh. 2016. Spatio-temporal analysis of regional trends and shift changes of autocorrelated temperature series in urmia lake basin. *Water Resources Management*, 30(2): 785-803.
21. Modarres, R. and V.D.P.R. da Silva. 2007. Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran. *Journal of Arid Environments*, 70(2): 344-355.
22. Modarres, R. and A. Sarhadi. 2009. Rainfall trends analysis of Iran in the last half of the twentieth century. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 114(D3): 1-9.
23. Partal, T. and E. Kahya. 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data. *Hydrological Processes*, 20(9): 2011-2026.
24. Pettit, A.N. 1979. A non-parametric approach to the change-point detection. *Applied Statistics*, 28(2): 126-135.
25. Razi, T., P.D. Arasteh and B. Saghafian. 2005. Annual rainfall trend in arid and semi-arid regions of Iran. In *ICID 21st European Regional Conference* (pp. 15-19).
26. Roth, M., T.A. Buishand, G. Jongbloed, A.K. Tank and J.H. van Zanten. 2014. Projections of precipitation extremes based on a regional, non-stationary peaks-over-threshold approach: a case study for the Netherlands and north-western Germany. *Weather and Climate Extremes*, 4(2014): 1-10.
27. Sadri, S., H. Madsen, P.S. Mikkelsen and D.H. Burn. 2009. Analysis of extreme rainfall trends in Denmark. In *Proceedings of the 33rd IAHR Congress: Water Engineering for a Sustainable Environment*, Vancouver, Canada, 9-14 August. International Association of Hydraulic Engineering and Research (IAHR).
28. Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324): 1379-1389.
29. Sonali, P. and D.N. Kumar. 2013. Review of trend detection methods and their application to detect temperature changes in India. *Journal of Hydrology*, 476: 212-227.
30. Tabari, H. and P.H. Talaei. 2011c. Temporal variability of precipitation over Iran: 1966-2005. *Journal of Hydrology*, 396(3): 313-320.
31. Tabari, H., S. Marofi and M. Ahmadi. 2011a. Long-term variations of water quality parameters in the Maroon River, Iran. *Environmental Monitoring and Assessment*, 177(1-4): 273-287.
32. Tabari, H., S. Marofi, A. Amini, P.H. Talaei and K. Mohammadi. 2011b. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran. *Agricultural and Forest Meteorology*, 151(2): 128-136.

33. Turco, M. and M.C. Llasat. 2011. Trends in indices of daily precipitation extremes in Catalonia (NE Spain), 1951–2003. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 11(12): 3213-3226.
34. Vivekanandan, N. 2007. Analysis of trend in rainfall using non parametric statistical methods, international symposium on rainfall rate and radio wave propagation. *American Institute of Physics*, 928(1): 101-113.
35. Von Neumann, J. 1941. Distribution of the ratio of the mean square successive difference to the variance. *The Annals of Mathematical Statistics*, 12(4): 367-395.
36. Xu, Z.X., K. Takeuchi and H. Ishidaira. 2003. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. *Journal of Hydrology*, 279(1): 144-150.
37. Zeppel, M.J.B., J.V. Wilks and J.D. Lewis. 2014. Impacts of extreme precipitation and seasonal changes in precipitation on plants. *Biogeosciences*, 11(11): 3083-3093.
38. Zaree Chahooki, M. 1389. Analysis of the data in research of natural resources with the software SPSS. First Edition, Publishing Tehran University, Tehran, 250 pages.
39. Zhang, S. and X.X. Lu. 2009. Hydrological responses to precipitation variation and diverse human activities in a mountainous tributary of the lower Xijiang, China. *Catena*, 77(2): 130-142.