

## تحلیل روند بارش سالانه ایران

بختیار محمدی: استادیار اقلیم‌شناسی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران\*

### چکیده

در این پژوهش روند بارش ایران با استفاده از داده‌های ۱۴۳۷ ایستگاه همدید، اقلیمی و بارانسنجی، طی دوره ۴۰ ساله (۱۳۴۳-۱۳۸۲) بررسی شد. با میانیابی این داده‌ها به روش کریجینگ، ایران به ۸۲۳۰ یاخته‌ی به ابعاد ۱۴\*۱۴ کیلومتر مرتع تبدیل شد. میانگین ایستگاهی و یاخته‌ای بارش ایران برای هر سال، محاسبه شد. با استفاده از روش آماری ناپارامتری من-کندا معنی داری روند میانگین بارش، و از روش برآورد کننده شبیب خط سن، میزان شبیب خط روند، آزمون شد. نتایج نشان داد که در سری‌های زمانی میانگین ایستگاهی و یاخته‌ای بارش ایران، روند افزایشی یا کاهشی معنی داری در سطوح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ وجود ندارد. با این حال میانگین ایستگاهی بارش ایران به طور متوسط در هر سال در حدود ۰/۶۴ میلیمتر و میانگین یاخته‌ای بارش ایران نیز در حدود ۰/۵ میلیمتر کاهش یافته است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل روند، میانیابی، من-کندا، بارش ایران.

### مقدمه

برخودار باشد. در زمینه شناخت روند بارش در سطح جهانی و در ایران نیز تحقیقات گسترده‌ای صورت گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌شود. انجل و هاف (Angel and Huff) روند تغییرات بارش‌های سنگین در ۳۰۴ ایستگاه در میانه غربی ایالات متحده را بررسی کردند. آنها به نقش مهم بارش‌های سنگین در طراحی سازه‌های آبی، کشاورزی، تدبیل هوا و نمایه‌سازی تغییر اقلیم اشاره می‌کنند و همچنین معتقدند که در گذشته سری زمانی بارش فرین عمدتاً ثابت و بدون روند تصور می‌شد و این فرض برای بخش‌های مختلف میانه‌ی غربی ایالات متحده نمی‌تواند درست باشد. نتایج نشان داد که در سال‌های اخیر، ایستگاه‌ها روند مشابهی را در بارش‌های سنگین تجربه کرده و فرض سری زمانی ایستا، برای برآذش توزیع آماری با داده‌های بارش

به طور کلی، شناخت چگونگی روند تغییرات اقلیمی و به ویژه روند تغییرات بارش از جمله مواردی است که در سال‌های اخیر مورد توجه محققان علوم جوی و هیدرولوژی قرار داشته است. بدون توجه به این که یک مکان در اقلیم مرطوب یا خشک قرار دارد، آگاهی از روند تغییرات بارش یک مکان می‌تواند بسیاری از مدیران و دست‌اندرکاران مرتبط با آب را نسبت به تصمیم‌گیری‌های آینده خود در ارتباط با اجرای پروژه‌های عمرانی یاری دهد. قرارگیری بخش‌های زیادی از ایران در کمربند خشک و نیمه خشک جهان از یک سو و داشتن نقش تعیین کننده‌ای که نزولات جوی در تأمین آب کشور بر عهده دارند از سوی دیگر، باعث شده که آگاهی بیشتر نسبت به روند تغییرات بارش ایران از اهمیت چشم‌گیری

البته روند کشوری و سراسری منظمی در مقادیر بارش دیده نمی‌شود (کارل و نایت، ۱۹۹۸:۲۳۱).

اکی‌نرمی و همکاران<sup>۳</sup> الگوهای فضایی و فصلی روند بارش را در چمنزارهای کانادا بررسی کردند. آنها به کمک تحلیل رگرسیون، روند خطی مقادیر بارش و تعداد رویدادهای بارشی را در ۱۴۰ ایستگاه با آمار بیش از ۴۰ سال در چمنزارهای کانادا را مشخص نمودند. نتایج نشان داد که افزایش معنی‌داری در مقادیر و تعداد رویدادهای بارشی طی ۴۰ سال اخیر (۱۹۵۶-۹۵) وجود داشته است (اکی‌نرمی و همکاران، ۲۰۰۱:۲۱۷۷).

کنکل<sup>۴</sup> روند شاخص‌های بارشی فرین در ایالات متحده را بررسی کرد. تحلیل وی نشان داد که افزایش چشمگیری در فراوانی رویدادهای بارشی فرین در دهه‌های ۱۹۲۰ و ۱۹۳۰ وجود داشته است. در ادامه معتقد است که تغییرات اخیر در رویداد بارشی فرین ناشی از تغییرپذیری طبیعی اقلیم بوده و ضمن این که از فعالیت‌های انسانی که منجر به افزایش گازهای گلخانه‌ای می‌شوند نمی‌توان چشم‌پوشی کرد (کنکل، ۲۰۰۳:۲۹۱).

هیدالگو و همکاران<sup>۴</sup> روند روزانه بارش در والنسیای اسپانیا را طی نیمه دوم قرن بیستم بررسی کردند. آنها ۱۰ روز از هر سال را که بیش از ۵۰ درصد میانگین بارش کشور در آن رخ می‌داد به عنوان بالاترین رویدادهای بارشی انتخاب نمودند. همچنین روند بارش سالانه و روند رویدادهای کوچک و بزرگ بارش را به طور درصدی با هم مقایسه نمودند و به کمک جدول متقطع توزیع فضایی روندها را بر روی

گذشته احتمالاً در بخش‌هایی از میانه غرب ایالت متحده رد می‌شود (انجل و هاف، ۱۹۹۷:۲۴۶).

اکی‌نرمی و همکاران<sup>۱</sup> روند بارش را در ۳۷ ایستگاه واقع در چمنزارهای کانادا که دارای آمار بارش روزانه‌ی بیش از ۷۵ سال بودند، مطالعه کردند. آنها معتقدند با توجه به این که مقدار و زمان بارش در تولید محصولات کشاورزی بویژه گندم نقش مهمی را بر عهده دارد؛ اطلاعات مربوط به چگونگی روند بارش می‌تواند برای منطقه حیاتی باشد. نتایج این بررسی نشان داد که اگرچه بیشتر بارش‌ها در چمنزارهای کانادا عمدتاً رویدادهایی با شدت زیاد است؛ اما افزایش معنی‌دار در تعداد رویدادهای بارش، به ویژه رویدادهای با شدت پایین رخداده است. همچنین روند بارش و مقدار بارندگی در ۷۵ سال اخیر به طور معنی‌داری در چمنزارهای کانادا به ترتیب ۰/۶۲ و ۰/۶۰ میلیمتر در هر سال افزایش داشته است (اکی‌نرمی و همکاران، ۱۹۹۸:۲۹۹۶).

کارل و نایت<sup>۲</sup> روند بارش، مقدار، فراوانی و شدت آن را در ایالات متحده آمریکا بررسی کرد. آنها معتقدند که از سال ۱۹۱۰ تا اواخر قرن بیستم حدود ۱۰ درصد بارش ایالات متحده افزایش یافته است که این افزایش در بارش ابتدا در رویدادهای بارش‌های سنگین و فرین روزانه معکس شده است. به عنوان مثال بیش از ۵۳ درصد مقدار بارش افزایش یافته به دلیل روند مثبتی بوده است که در ۱۰ درصد بالایی توزیع بارش مشاهده شده است. در ادامه معتقدند که روند معنی‌داری در مقادیر بالای بارش روزانه و ماهانه- سالانه در بیشتر ایالات متحده وجود دارد که

3 - Kunkel  
4 - Hidalgo et al

1- Akinremi  
2 - Karl and Knight

شاخص‌ها داشته و همچنین الگوی کلی روند بارش-های فرین همان الگویی بوده که برای مجموع بارش سالانه بدست آمده است (هایلوک و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۴۹۰).

براهماناندا و همکاران<sup>۷</sup> به تحلیل روند افزایشی بارش شمال شرق بروزیل در ارتباط با خشکسالی‌های منطقه ساهاران<sup>۸</sup> پرداختند. ضرایب همبستگی بین میانگین بارش ۱۱ ساله سری بارش بر روی دو منطقه در سطح ۹۵ درصد اطمینان با آزمون  $\alpha$  دو طرفه معنی دار بود. نتایج نشان داد که تغییرات بارش دو منطقه با موقعیت منطقه کمربند همگرایی حراره‌ای بر روی اقیانوس اطلس ارتباط دارد. موقعیت جنوبی‌تر(شمالی-تر) کمربند همگرایی حراره‌ای برای رخداد بارش بالاتر از حد نرمال شمال شرق بروزیل(ساهازارا) مساعد است. ضریب همبستگی بین موقعیت کمربند همگرایی حراره‌ای بر روی اقیانوس اطلس و شمال شرق بروزیل(ساهازارا) منفی(مثبت) و بسیار معنی‌دار است و به بیش از ۰/۹ می‌رسد. از این رو نتایج این مطالعه نشان داد که موقعیت جنوبی‌تر کمربند همگرایی حراره‌ای از حالت نرمال خود در اقیانوس اطلس احتمالاً علت افزایش (کاهش) اخیر روند بارش در شمال شرق بروزیل(ساهازارا) بوده است (براهماناندا و همکاران، ۲۰۰۶: ۴۴۴۸).

کروشیت<sup>۹</sup> تغییرپذیری اقلیم و روند منطقه‌ای بارش را در ایسلند طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۰ مطالعه نمود. وی معتقد است تغییرات درون سالانه در ویژگی‌های بارش می‌تواند با تغییراتی در اندازه، مکان و رخداد سامانه‌های بارشی بزرگ مقیاس که از روی

هم قرار دادند. نتایج این پژوهش این فرض را تأیید کردند که تغییرات بارش سالانه تنها به تغییرات پیدا شده در چند رویداد بارشی بستگی داشته است. به علاوه با وجود روند منفی این رویدادها، توزیع شان با بارش سالانه افزایش داشته است (هیدالگو و همکاران، ۲۰۰۳: ۱۱۷).

لیبمن و همکاران<sup>۱۰</sup> روند بارش را در جنوب آمریکای مرکزی طی سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۹۹ بررسی کردند. نتایج نشان داد که بزرگترین روند مثبت در ۲۰ درجه جنوبی طی ماه‌های زانویه-مارس رخ داده و بر روی جنوب بروزیل مرکز بوده است. همچنین از ۱۹۴۸ تا ۱۹۷۵ روند مثبت بوده، اما با شبیه نسبتاً کمی این روند افزایش دادشته است. عامل دینامیک روند مشخص نیست و روند با افزایش در فعالیت امواج همیدی‌آشکار نمی‌شود. روند بارش با روند مثبت دمای سطح دریا در نزدیک اقیانوس اطلس مرتبط است، اما به طور آشکار رابطه علت و معلولی ندارد(لیبمن و همکاران، ۲۰۰۴: ۴۳۵۷).

هایلوک و همکاران<sup>۱۱</sup> روند بارش‌های فرین و کل بارش سالانه را در آمریکای جنوبی طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۰ و ارتباط آن را با دمای سطح دریا بررسی کردند. آنها ابتدا دوازده شاخص سالانه بارش روزانه طی دوره مورد مطالعه محاسبه و تغییرات آنها و توزیع شان به عنوان متغیرهای فرین بارشی آزمون شد. سپس نقشه روند دوازده شاخص بارشی فرین مناطق بزرگی که دارای روند یکسانی بودند را ترسیم نمودند. در نهایت، مشخص شد که بسیاری از ایستگاهها تغییرات آماری معنی داری در برخی از

7 - Brahmananda et al

8 - Saharan

9 - Crochet

5 - Liebmann

6 - Haylock et al

گردشی جو بررسی کردند. آنها با انجام دو روش حداقل مربعات و منکنال بر روی داده‌های بارش یونان معتقدند که روند بارش سالانه و زمستانه یونان را از سال ۱۹۸۴ به بعد کاهشی بوده است. همچنین در ادامه این تحقیق، تغییرپذیری بارش در ارتباط با سه شاخص گردش جوی نوسان اطلس شمالی، نوسان مدیترانه‌ای و شاخص جدید نوسان مدیترانه‌ای به کمک تحلیل همبستگی بررسی شد (فیداس و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۵۵).

عساکره به منظور شناخت نظام تغییرات زمانی بارش استان اصفهان به تحلیل روند بارش سالانه این استان پرداخت. وی بر پایه روش میانگین انتگرال‌ها و با حل معادلات نرم‌الریزیون برای یاخته‌های ایجاد شده (۵۰\*۱۰۰ یاخته) در استان، متوسط تغییر بارش سالانه در بازه زمانی مورد بررسی (۱۹۶۹-۲۰۰۰) را برای کل استان محاسبه کرد و معتقد است که بارش سالانه استان اصفهان طی سه دهه گذشته حاوی روند سهمی (درجه ۲) بوده است (عساکره، ۱۳۸۴: ۷۵).

عسکری و همکاران روند نمایه‌های بارش‌های حدی در ایران را بر اساس داده‌های بارش روزانه ۲۰ ایستگاه همدید طی سالهای ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ تحلیل کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که در دو سوم از ایران مقدار سالانه بارش در روزهای تر کاهش چشمگیری یافته است و البته نمایه بارش سنگین بیش از ۱۰ میلیمتر افزایش یافته است. همچنین آنها معتقدند که تعداد روزهای خشک در مناطق جنوبی کشور روند مثبت و تعداد روزهای تر در یک سوم بخش‌های جنوبی ایران روند منفی داشته است (عسکری و همکاران، ۱۳۸۶: ۴۲).

ایسلند عبور می‌کند در ارتباط باشد و این سامانه‌ها می‌توانند به نوعه خود توسط شدت نوسانات اطلس شمالی بویژه در زمستان تحت تاثیر قرار بگیرند (کروشیت، ۲۰۰۷: ۴۶۵۹).

سو و همکاران<sup>۱۰</sup> روند دما و بارش فرین در حوضه رودخانه یانگ تسه چین را طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۲ بر اساس داده‌های ۱۰۸ ایستگاه هواشناسی بررسی کردند. آنها از آزمون روند منکنال و رگرسیون خطی برای آشکار کردن روند سالانه و فصلی این رویدادهای فرین استفاده کردند. آزمون روند نشان داد که روند بارش تابستانی در حوضه معنی‌دار بوده است. همچنین تعداد روزهای توفانی نسبت به شدت بارش‌ها در بخش‌های میانی و پایین دست روند افزایشی داشته است که این خود موجب افزایش روند مثبت بارش تابستانی شده است (سو و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۳۹).

بکر و همکاران<sup>۱۱</sup> به تحلیل فضایی زمانی روند بارش در حوضه رودخانه یانگ تسه پرداختند. آنها روند بارش ماهانه ۳۶ ایستگاه واقع در این حوضه را طی ۵۰ سال گذشته با روش منکنال محاسبه کردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که روند مثبت معنی‌داری در بارش تابستانی اغلب ایستگاهها وجود داشته و همچنین در ادامه با میانیابی حوضه یانگ تسه با تفکیک مکانی ۰/۵ درجه جغرافیایی روندهای فضایی و مکانی متفاوتی را برای بخش‌های مختلف مشخص کردند (بکر و همکاران، ۲۰۰۶: ۴۳۵).

فیداس و همکاران<sup>۱۲</sup> تحلیل روند سری زمانی بارش ۵۰ ساله اخیر یونان را در ارتباط با شاخص‌های

10 - Su et al

11 - Becker et al

12 - Feidas et al

حاضر ضمن بررسی بارش‌های ایران از نظر شدت و میزان گستردگی آنها، روند کلی بارش‌های سنگین و فراگیر ایران بدون توجه به عامل یا عوامل مؤثر بر رخداد این رویدادها تحلیل شد.

### داده و روش‌شناسی

در این پژوهش به منظور تحلیل روند میانگین بارش ایران، داده‌های بارش ۱۴۳۷ ایستگاه همدید، اقلیمی و بارانسنجی کشور مورد استفاده قرار گرفت. پایگاه داده‌ای از بارش این ایستگاه‌ها از روز ۱۳۴۳/۱/۱ تا ۱۳۸۲/۱۲/۲۹ تهیه شد؛ و ماتریس داده‌ای به ابعاد  $1437 \times 1408$  ایجاد شد که ۱۴۰۸ تعداد روزها و ۱۴۳۷ تعداد ایستگاهها بود. ابتدا میانگین بارش ایران به کمک داده‌های این ایستگاه‌ها محاسبه شد. سپس با توجه به این که ایستگاه‌ها دارای طول دوره آماری یکسانی نبودند و همچنین به دلیل عدم پراکندگی یکنواخت ایستگاهها در سطح کشور، با انجام میانیابی به روش کریجینگ بر روی داده‌های بارش روزانه ۱۴۳۷ ایستگاه، ایران به شبکه‌بندی منظمی با  $14 \times 14$  یاخته<sup>۱۳</sup> (ابعاد هر یاخته  $8230$  کیلومتر) تبدیل شد. میانگین یاخته‌ای بارش سالانه - ایران از به صورت زیر محاسبه شد:

حجام و همکاران روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه ایران مرکزی را با استفاده از روش‌های ناپارامتری من-کنдал و برآورد کننده شیب سن، مطالعه کردند. آنها معتقدند که با توجه به ناکافی بودن تعداد سری‌های دارای روند معنی‌دار نسبت به سری‌های فاقد روند، نمی‌توان روند خاصی را بر بارندگی‌های فصلی و سالانه منطقه مورد مطالعه نسبت داد(حجام و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۵۷).

کتیرایی و همکاران روند بارش ایران را به کمک ۳۸ ایستگاه طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۱ بررسی کردند. آنها برای بررسی وجود روند بارش از آزمون من-کنдал و برای برآورد اندازه روند از روش خطی حداقل مربعات استفاده کردند. مطالعه آنها نشان داد که ایستگاه‌های واقع در منطقه غرب و شمال غرب دارای روند بارش سالانه کاهشی و بیشتر ایستگاه‌های واقع در نواحی جنوبی و مرکزی ایران دارای روند افزایشی‌اند. روند بارش فصل زمستان شبیه به روند بارش سالانه است اما روند بارش فصل بهار در اغلب ایستگاه‌ها کاهشی و فصل پاییز افزایشی است(کتیرایی و همکاران، ۱۳۸۶: ۶۷).

عزیزی و روشنی با هدف مطالعه انحراف احتمالی برخی از عناصر رطوبتی و دمایی، تغییر اقلیم سواحل جنوبی خزر را بررسی کردند. آنها با استفاده از روش من-کنдал تغییرات داده‌های حداقل و حداقل دما، بارش، رطوبت و ابرناکی را طی دوره ۴۰ ساله در منطقه شناسایی و سپس نوع و زمان را مشخص نمودند. آنها معتقدند که درصد تغییر در فصل زمستان و تابستان نسبت به بهار و پاییز بیشتر است و زمان شروع تغییرات نیز در ایستگاه‌های منطقه یکسان نیست (عزیزی و روشنی، ۱۳۸۷: ۱۳). در پژوهش

<sup>۱۳</sup> - Pixel

$$\frac{\text{مجموع بارش برآورده شده تام یاخته‌ها در طول سال}}{\text{تعداد کل یاخته‌ها}} = \text{میانگین بارش یاخته‌ای سالانه ایران} \quad (1)$$

در این پژوهش داده‌های مربوط به میانگین ایستگاهی و همچنین میانگین یاخته‌ای بارش سالانه ایران مبنای انجام تحلیل‌های آماری قرار گرفت (جدول ۱).

**جدول ۱- میانگین بارش ایستگاهی و یاخته‌ای بارش ایران در سال‌های مورد مطالعه**

| سال  | میانگین بارش ایستگاهی ایران(میلیمتر) | میانگین بارش یاخته‌ای ایران(میلیمتر) | میانگین بارش یاخته‌ای ایران(میلیمتر) |
|------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| ۱۳۴۳ | ۲۹۸                                  | ۲۱۳                                  | ۲۹۸                                  |
| ۱۳۴۴ | ۳۳۹                                  | ۱۸۰                                  | ۳۳۹                                  |
| ۱۳۴۵ | ۲۹۱                                  | ۱۸۱                                  | ۲۹۱                                  |
| ۱۳۴۶ | ۳۴۳                                  | ۲۴۱                                  | ۳۴۳                                  |
| ۱۳۴۷ | ۴۸۹                                  | ۳۲۹                                  | ۴۸۹                                  |
| ۱۳۴۸ | ۶۰۴                                  | ۲۰۰                                  | ۶۰۴                                  |
| ۱۳۴۹ | ۲۵۰                                  | ۱۵۶                                  | ۲۵۰                                  |
| ۱۳۵۰ | ۴۱۹                                  | ۳۰۷                                  | ۴۱۹                                  |
| ۱۳۵۱ | ۳۸۳                                  | ۲۵۳                                  | ۳۸۳                                  |
| ۱۳۵۲ | ۳۵۳                                  | ۲۵۴                                  | ۳۵۳                                  |
| ۱۳۵۳ | ۳۷۱                                  | ۲۵۲                                  | ۳۷۱                                  |
| ۱۳۵۴ | ۳۹۳                                  | ۳۰۶                                  | ۳۹۳                                  |
| ۱۳۵۵ | ۳۷۴                                  | ۲۸۱                                  | ۳۷۴                                  |
| ۱۳۵۶ | ۴۴۰                                  | ۳۲۷                                  | ۴۴۰                                  |
| ۱۳۵۷ | ۳۶۲                                  | ۲۶۷                                  | ۳۶۲                                  |
| ۱۳۵۸ | ۶۳۰                                  | ۳۲۷                                  | ۶۳۰                                  |
| ۱۳۵۹ | ۳۲۵                                  | ۲۴۸                                  | ۳۲۵                                  |
| ۱۳۶۰ | ۳۹۴                                  | ۳۰۴                                  | ۳۹۴                                  |
| ۱۳۶۱ | ۴۱۴                                  | ۳۰۵                                  | ۴۱۴                                  |
| ۱۳۶۲ | ۲۹۹                                  | ۲۰۱                                  | ۲۹۹                                  |
| ۱۳۶۳ | ۳۹۴                                  | ۲۴۷                                  | ۳۹۴                                  |
| ۱۳۶۴ | ۲۹۳                                  | ۲۰۸                                  | ۲۹۳                                  |
| ۱۳۶۵ | ۲۹۱                                  | ۲۹۰                                  | ۲۹۱                                  |
| ۱۳۶۶ | ۳۹۹                                  | ۲۹۳                                  | ۳۹۹                                  |
| ۱۳۶۷ | ۳۱۹                                  | ۲۱۷                                  | ۳۱۹                                  |
| ۱۳۶۸ | ۳۳۴                                  | ۲۴۶                                  | ۳۳۴                                  |
| ۱۳۶۹ | ۳۰۷                                  | ۲۳۰                                  | ۳۰۷                                  |
| ۱۳۷۰ | ۳۵۶                                  | ۲۶۷                                  | ۳۵۶                                  |
| ۱۳۷۱ | ۴۶۶                                  | ۳۷۷                                  | ۴۶۶                                  |
| ۱۳۷۲ | ۳۶۰                                  | ۲۲۰                                  | ۳۶۰                                  |
| ۱۳۷۳ | ۳۸۸                                  | ۲۶۹                                  | ۳۸۸                                  |
| ۱۳۷۴ | ۴۰۴                                  | ۳۵۱                                  | ۴۰۴                                  |
| ۱۳۷۵ | ۳۰۹                                  | ۲۰۰                                  | ۳۰۹                                  |
| ۱۳۷۶ | ۴۰۶                                  | ۳۵۰                                  | ۴۰۶                                  |
| ۱۳۷۷ | ۳۳۳                                  | ۲۴۰                                  | ۳۳۳                                  |
| ۱۳۷۸ | ۲۶۴                                  | ۱۰۰                                  | ۲۶۴                                  |
| ۱۳۷۹ | ۳۰۵                                  | ۱۷۸                                  | ۳۰۵                                  |
| ۱۳۸۰ | ۳۵۲                                  | ۲۱۳                                  | ۳۵۲                                  |
| ۱۳۸۱ | ۳۳۸                                  | ۲۳۹                                  | ۳۳۸                                  |
| ۱۳۸۲ | ۳۳۲                                  | ۲۵۲                                  | ۳۳۲                                  |

بنابراین، در آزمون دو طرفه روند، اگر رابطه  $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$  در سطح اطمینان ۹۵٪ برقرار باشد، باید فرضیه  $H_0$  (قبول تصادفی بودن سری داده‌ها) را پذیرفت و در غیر این صورت باید فرضیه  $H_1$  (وجود روند) را قبول کرد. اگر معنی‌داری در سطح  $\alpha = 0.01$  (سطح ۹۹٪ اطمینان) آزمون شد، فرضیه صفر  $H_0$  در صورتی رد می‌شود که  $|Z| > Z_{0.995} = 2.575$  برقرار باشد. مقادیر مثبت  $Z$  روند صعودی و مقادیر منفی  $Z$  روند نزولی سری داده‌ها را نشان می‌دهند (ویوکاناندان، ۲۰۰۷: ۱۰۴).

اگر روند در سری داده‌ها مشاهده شد، شبیه واقعی (میزان تغییر در واحد زمان) را می‌توان با استفاده از روش ناپارامتری ساده‌ای که توسط سن توسعه داده شده برآورد نمود. ابتدا باید شبیه هر جفت داده‌ی متوالی سری را از رابطه زیر به دست آورد:

$$Q_i = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \text{ for } i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

که در این رابطه  $x_j$  و  $x_k$  به ترتیب مقادیر داده‌ها در زمان‌های  $j$  و  $k$  است که با هم یک واحد زمانی اختلاف دارند.  $Q_i$  مقدار میانه‌ی  $n$  برآورد شده شبیه نمودار سن است. اگر  $n$  فرد باشد، برآورد کننده شبیه سن به اینصورت محاسبه خواهد شد:

$$Q_{med} = Q_{(n+2)/2} \quad (7)$$

و اگر  $n$  زوج باشد، برآوردکننده شبیه سن از این رابطه به دست می‌آید:

$$Q_{med} = (Q_{(n)/2} + Q_{(n+2)/2}) / 2 \quad (8)$$

در ادامه مراحل محاسبه آماره این آزمون نشان داده شده است:

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

که با قبول فرض  $H_0$  توزیع  $S$  در حد  $n \rightarrow \infty$  نرمال است.

$x_j$  و  $x_k$  نیز داده‌های متوالی  $k$ ام و  $j$ ام سری است. که در این رابطه  $k, j \leq n$  است و  $j \neq k$ .  $\text{sgn}$  تابع علامت است؛ و تابع علامت نیز از روابط زیر مشخص می‌شود:

$$\text{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (3)$$

آزمون آماره‌های  $S$  میانگین صفر دارد و واریانس آن نیز از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

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

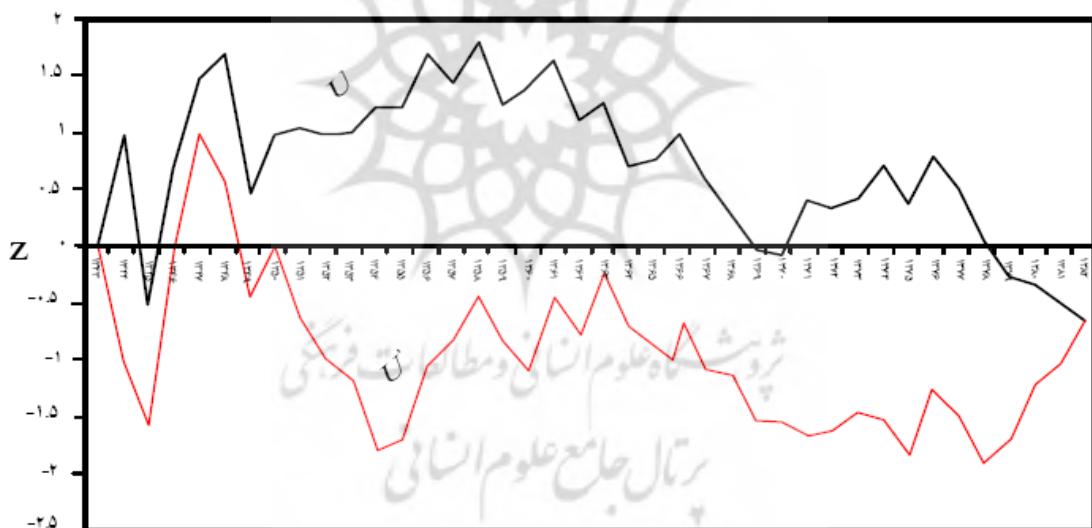
در رابطه بالا  $t$  اندازه یک بازه زمانی در سری داده‌ها است و  $\sum_t$  نیز مجموع بازه‌های (سری زمانی داده‌ها) است. برای مواردی که مدت سری زمانی داده‌های بیشتر از ۱۰ باشد ( $n > 10$ ) آماره  $Z$  استاندارد شده را باید به کمک رابطه زیر محاسبه کرد (ویوکاناندان، ۲۰۰۷: ۱۰۴):

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

### بحث

در این پژوهش برای سری زمانی میانگین بارش ایستگاهی و یاخته‌ای سالانه ایران آماره‌های آزمون‌های من-کنдал و سن محاسبه گردید و معنی‌داری این آماره‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪ بررسی شد. تحلیل‌های یاد شده نشان دادند که در طول دوره مورد مطالعه هیچ گونه روندی در میانگین بارش ایستگاهی ایران در سطوح معنی‌داری مورد آزمون، دیده نشد؛ زیرا  $|U|$  در هیچ زمانی بالاتر یا پایین‌تر از محدوده معنی‌داری  $1/96 \pm 2/575$  نبوده است (شکل ۱). پس تحلیل روند میانگین بارش ایستگاهی ایران هیچ-گونه روند افزایشی یا کاهشی را در سطوح اطمینان مورد بررسی نشان نداد.

اگر مقدار  $Q_{med}$  را با آزمون دوطرفه در سطح اطمینان  $1-\alpha$  بررسی شود شب واقعی نمودار روند را می‌توان بدست آوردن (ویوکاتاندان، ۲۰۰۷: ۱۰۵). اگر عدد صفر در دامنه بین دو شب استخراج شده قرار بگیرد فرض صفر تایید شده و در نتیجه بر سری زمانی مورد آزمون نمی‌توان هیچ روندی را در سطح اطمینان مورد نظر نسبت داد. در غیر این صورت فرض صفر رد شده و می‌توان پذیرفت که سری زمانی دارای روند معنی‌داری در سطح اطمینان مورد آزمون است.



شکل ۱- تحلیل روند میانگین بارش ایستگاهی ایران

بیشینه کاهش بارش ایران در سطح ۹۹٪ به ترتیب برابر با  $-2/85$  و  $1/74$  میلیمتر بوده است. در حالی که کمینه و بیشینه کاهش بارش در میانگین بارش ایستگاهی ایران در سطح ۹۵٪ به ترتیب  $-2/31$  و  $1/23$  میلیمتر برآورده شده است (جدول ۲).

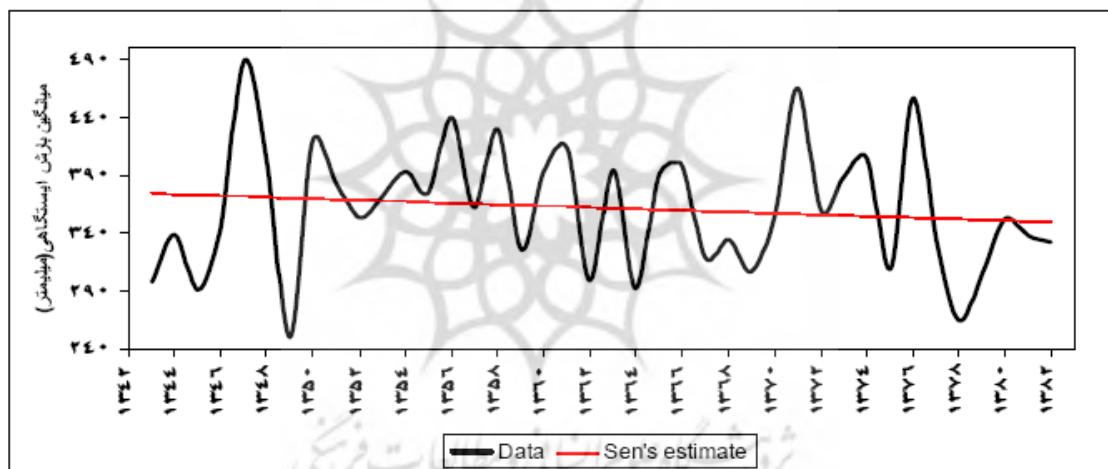
جدول ۲- مقادیر آماره‌های آزمون من-کنдал و سن در تحلیل روند میانگین بارش ایستگاهی ایران در سطوح اطمینان ۹۹٪ و ۹۵٪

علی‌رغم عدم وجود روند در میانگین بارش ایستگاهی ایران، آماره‌های آزمون سن در سطوح اطمینان مورد بررسی نشان دادند که به طور متوسط بارش ایران در هر سال چیزی در حدود  $-0/64$  میلیمتر کاهش داشته است؛ ضمن این که کمینه و

| سری زمانی | نوع<br>دادهها | (شال) | Z   | تعداد<br>دادهها (%) | $Q_{med}$<br>(میلیمتر) | $Q_{min\ 99\%}$<br>(میلیمتر) | $Q_{max\ 99\%}$<br>(میلیمتر) | B<br>(میلیمتر) | $B_{min\ 99\%}$<br>(میلیمتر) | $B_{max\ 99\%}$<br>(میلیمتر) |
|-----------|---------------|-------|-----|---------------------|------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------|------------------------------|------------------------------|
| ۱۴۳۷      | ۴۰            | -۰/۶۴ | --- | -۰/۶۳۴              | -۲/۸۵۰                 | ۱/۷۳۵                        | ۳۷۴/۲۶                       | ۴۲۱/۲۶         | ۳۲۷/۳۹                       |                              |
| سری زمانی | نوع<br>دادهها | (شال) | Z   | تعداد<br>دادهها (%) | $Q_{med}$<br>(میلیمتر) | $Q_{min\ 95\%}$<br>(میلیمتر) | $Q_{max\ 95\%}$<br>(میلیمتر) | B<br>(میلیمتر) | $B_{min\ 95\%}$<br>(میلیمتر) | $B_{max\ 95\%}$<br>(میلیمتر) |
| ۱۴۳۷      | ۴۰            | -۰/۶۴ | --- | -۰/۶۳۴              | -۲/۳۱۴                 | ۱/۲۲۹                        | ۳۷۴/۲۶                       | ۴۱۳/۸۱         | ۳۴۰/۴۱                       |                              |

ناچیز بارش در طول دوره آماری مورد مطالعه بوده است (شکل ۲).

به طور کلی برآذش نمودار خط سن بر داده‌های میانگین بارش ایستگاهی ایران نیز حاکی از کاهش



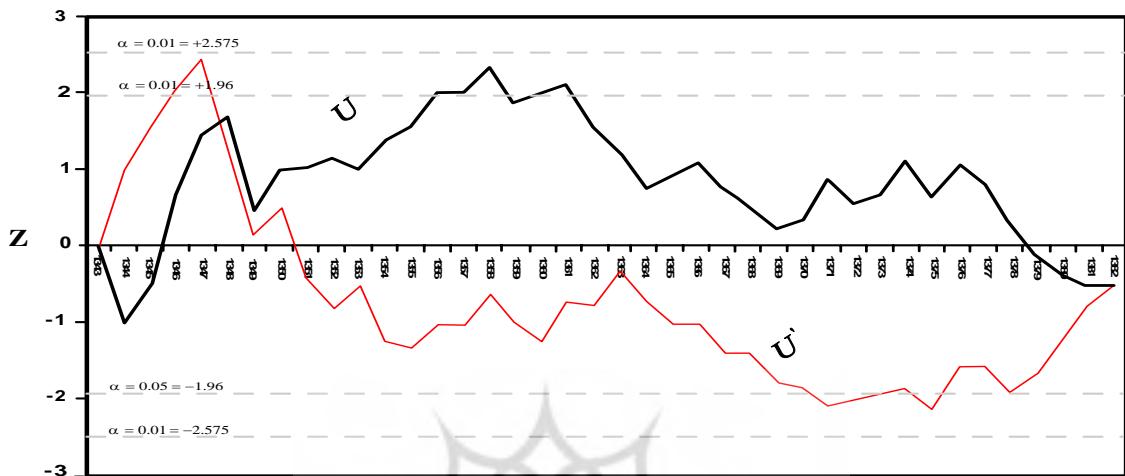
شکل ۲- برآذش نمودار خط سن بر سری زمانی داده‌های میانگین بارش ایستگاهی ایران

ایستگاهی بارش که در بالا توضیح داده شد، بر روی میانگین بارش یاخته‌ای ایران نیز اعمال گردید. نتایج تحلیل نشان داد که در سری زمانی میانگین یاخته‌ای بارش ایران نیز روند معنی‌داری مشاهده نشده است. در شکل ۳ نمودارهای  $U$  و  $U'$  در بالاتر از خطوط بریده بریده که سطوح معنی‌داری  $\%95$  و  $\%99$  را نشان می‌دهد، همیگر را قطع نکرده‌اند. در واقع عدم قطع این نمودارها در بالاتر از خطوط معنی‌داری،

با توجه به عدم توزیع منظم ایستگاه‌ها در سطح کشور و هم این که مقدار بارش هر ایستگاه در واقع نماینده بارش یک نقطه بوده به نظر می‌رسید که این تعداد ایستگاه (۱۴۳۷ ایستگاه همدید، اقلیمی و بارانسنجی) نمی‌توانند میانگین واقعی بارش ایران را نشان دهند، به همین منظور در ادامه این پژوهش تحلیل‌های آماری انجام شده بر روی میانگین

علاوه بر آن برای دوره‌ی زمانی معینی روی هم منطبق شوند، بیانگر جهش طبیعی بارش است. پس در این بررسی جهش طبیعی نیز در میانگین بارش که معنی دار باشد مشاهد نشد (شکل ۳).

به معنای قبول تصادفی بودن (قبول فرض  $H_0$ ) و عدم وجود روند معنی‌دار ( $H_1$ ) متغیر میانگین یاخته‌ای بارش ایران است. اگر دو تا منحنی در بالاتر از خطوط معنی‌داری یکدیگر را در مدت زمانی قطع کنند و



شکل ۳) تحلیل روند میانگین یاخته‌ای بارش ایران

ترتیب برابر با  $2/۵۰۳$  و  $۲/۲۱۲$  میلیمتر بوده است. در حالی که کمینه و بیشینه کاهش بارش در سطح  $۹۵/۹۲$ % به ترتیب  $۱/۶۳$  و  $۱/۹۲$  میلیمتر برآورده شده است (جدول ۳).

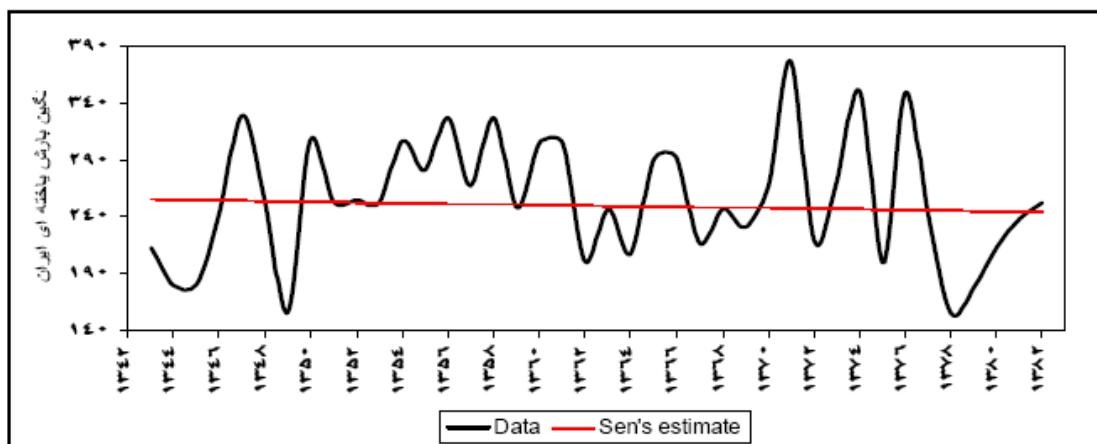
آماره‌های آزمون سن در سطوح اطمینان مورد بررسی برای میانگین یاخته‌ای بارش ایران نشان داد که به طور متوسط بارش ایران در هر سال چیزی در حدود  $۰/۲۸$ - میلیمتر کاهش داشته است؛ ضمن این که کمینه و بیشینه کاهش بارش ایران در سطح  $۹۹/۹۹$ % به

جدول ۳- مقادیر آماره‌های آزمون من-کندا و سن در تحلیل روند میانگین بارش یاخته‌ای ایران در سطوح اطمینان  $۹۹/۹۹$  و  $۹۵/۹۵$

| سری زمانی                                        | تاریخی (سال) | آزمون Z | قطعه‌ای (%) | $Q_{med}$ (میلیمتر) | $Q_{min\ 99\%}$ (میلیمتر) | $Q_{max\ 99\%}$ (میلیمتر) | B (میلیمتر) | $B_{min\ 99\%}$ (میلیمتر) | $B_{max\ 99\%}$ (میلیمتر) |
|--------------------------------------------------|--------------|---------|-------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|-------------|---------------------------|---------------------------|
| میانگین استگاهی بارش ایران طی سال- ۱۳۸۲-۱۳۴۳ های | ۴۰           | -۰/۵    | ---         | -۰/۲۷۹              | -۲/۵۰۳                    | ۲/۲۱۲                     | ۲۵۵/۰۳      | ۳۰۳/۸۳                    | ۲۱۲/۷۵                    |
| سری زمانی                                        | تاریخی (سال) | آزمون Z | قطعه‌ای (%) | $Q_{med}$ (میلیمتر) | $Q_{min\ 95\%}$ (میلیمتر) | $Q_{max\ 95\%}$ (میلیمتر) | B (میلیمتر) | $B_{min\ 95\%}$ (میلیمتر) | $B_{max\ 95\%}$ (میلیمتر) |
| میانگین استگاهی بارش ایران طی سال- ۱۳۸۲-۱۳۴۳ های | ۴۰           | -۰/۵    | ---         | -۰/۲۷۹              | -۱/۹۲۳                    | ۱/۶۲۵                     | ۲۵۵/۰۳      | ۲۸۹/۹۸                    | ۲۲۲/۵۹                    |

مقدار مطلق بارش را اگرچه در هیچ کدام از سطوح مورد بررسی معنی دار نبود، نشان می دهد (شکل ۴).

همچنین برآذش نمودار خط سن بر داده های میانگین بارش ایستگاهی ایران نیز کاهش بسیار کم



شکل ۴- برآذش نمودار خط سن بر سری زمانی داده های میانگین یا خته ای بارش ایران

مکعب آب در هر سال، برای کشوری همچون ایران که به شدت به آبهای حاصل از نزولات جوی نیازمند است می تواند هشدار دهنده باشد و ایران را با بحران کمبود آب مواجه سازد.

#### نتیجه گیری

به طور کلی نتایج این پژوهش نشان داد که در سری های زمانی میانگین ایستگاهی و یا خته ای بارش ایران، روند افزایشی یا کاهشی معنی داری در سطوح ۹۹٪ و ۹۵٪ وجود ندارد. با این حال میانگین ایستگاهی بارش ایران به طور متوسط در هر سال تقریباً در حدود  $64/0$  میلیمتر و میانگین یا خته ای بارش ایران نیز در حدود  $5/0$  میلیمتر کاهش یافته است. در نگاه اول به نظر می رسد کاهش میانگین بارش  $5/0$  و  $64/0$  میلیمتر در هر سال مقدار ناچیزی باشد، اما با محاسبه این کاهش بارش که به ترتیب باعث کاهش  $500/097/500$  و  $800/844/097$  متر مکعب آب های حاصل از بارش در هر سال است؛ می توان دریافت که در بلند مدت این کاهش بارش تهدیدی جدی برای منابع آب کشور است. اگرچه مقدار آبهای حاصل از نزولات جوی در ایران به طور متوسط در هر سال حدود  $400$  میلیارد متر مکعب است، با این وجود کاهش تقریباً یک میلیارد متر

#### منابع

سازمان هواشناسی کشور.  
عساکر، حسین. (۱۳۸۴)، تحلیل روند بارش سالانه استان اصفهان، نیوار ۵۶ و ۵۷ بهار و تابستان ۱۳۸۴.  
عسگری، احمد، رحیم زاده، فاطمه، محمدیان، نوشین، فتاحی، ابراهیم، (۱۳۸۶)، تحلیل روند نمایه های بارش های حدی در ایران، تحقیقات منابع آب، سال سوم، شماره ۳، زمستان ۱۳۸۶، ص ۴۲-۵۵.  
عزیزی، قاسم، روشنی، محمود، (۱۳۸۷)، مطالعه تغییر اقلیم در سواحل جنوبی دریای خزر به روش من- کندا، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، صص ۱۳-۲۸.

- Feidas, H., Nouloupoulo, Ch., Makrogiannis, T., Bora-Senta, E. (2007), Trend analysis of precipitation time series in Greece and their relationship with circulation using surface and satellite data: 1955–2001, *Theor. Appl. Climatol.* 87, 155–177.
- Hidalgo, G. J. C., De Lui's, M., Ravento's, J., Sa'nchez, J. R., (2003), Daily rainfall trend in the Valencia Region of Spain, *Theor. Appl. Climatol.* 75, 117–130.
- Haylock, M. R., Peterson, T. C., Alves, L. M., Ambrizzi, T., Anunciacao, Y. M. T., Baez, J., Barros, V. R., Berlato, M. A., Bidegain, M., Coronel, G., Corradi, V., Garacia, V. J., Grimm, A. M., Karoly, D., Marengo, J. A., Marino, M. B., Moncunill, D. F., Nechet, D., Quintan, J., Rebello, E., Rusticucci, M., Santos, J. L., Trebejo, I., Vincent, L. A. (2005), Trends in Total and Extreme South American Rainfall in 1960–2000 and Links with Sea Surface Temperature, *Journal of Climate*, Volume 19, 1490–1512.
- Karl, T. R., Knight, R. W. (1998), Secular Trends of Precipitation Amount, Frequency, and Intensity in the United States, *Bulletin of the American Meteorology Society*, Vol. 79, No. 2, February, 231–241.
- Kunkel, K. E. (2003), North American Trends in Extreme Precipitation, *Natural Hazards* 29: 291–305.
- Liebmann, B., Vera, C.S., Leila Carvalho, M. V., Camilloni, I.S.A., Hoerling, M. P., Allured, D. Barros, V. R., Ba' Ez, J. N. Bidegain, M. (2004), An Observed Trend in Central South American Precipitation, *Journal of Climate*, Volume 17, 4357–4367.
- Su, B. D., Jiang, T., Jin, W. B. (2006), Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China, *Theor. Appl. Climatol.* 83, 139–151.
- 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. P101-113.

حجام، سهراب، خوشخو، یونس، شمس الدین وندی، رضا، (۱۳۸۷)، تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوزه ایران مرکزی با استفاده از روش‌های ناپارامتری، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۴۶، صص ۱۵۷–۱۶۸.

کتیرایی، پری سیما، حجام، سهراب، ایران‌نژاد، پرویز، (۱۳۸۶)، سهم تغییرات فراوانی و شدت بارش روزانه در روند بارش در ایران طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱، مجله فیزیک زمین و فضا، جلد ۳۳، شماره ۸۳–۶۷، ۱۳۸۶، ۱.

Akinremi, O. O., McGinn, S. M., Cutforth, H. W. (1998), Precipitation Trends on the Canadian Prairies, *Journal of Climate*, Volume 12, 2996.

Akinremi, O. O., McGinn, S. M., Cutforth, H. W. (2001), Seasonal and Spatial Patterns of Rainfall Trends on the Canadian Prairies, Notes and Correspondence, 2177.

Angel, J.R., Huff, F.A. (1997), Changes in heavy rainfall in Midwestern United States, *Journal of Water Resources Planning and Management*, July/August. 246–249

Brahmananda R.V., Giarolla, E., Kayano, M. T., Franchito, S. H. (2006), Is the Recent Increasing Trend of Rainfall over Northeast Brazil Related to Sub-Saharan Drought? *Journal of Climate*, Volume 19, 4448–4453.

Becker, S., Gemmer, M., Jiang, T. (2006), Spatiotemporal analysis of precipitation trends in the Yangtze River Catchment, *Stoch Environ Res Risk Assess* 20: 435–444.

Crochet, P. (2007), A Study of Regional Precipitation Trends in Iceland Using a High-Quality Gauge Network and ERA-40, *Journal of Climate*, Volume 20, 4659–4677.

## Trend Analysis of annual rainfall over Iran

**B. Mohammadi**

Received: 28 April 2010 / Accepted: 16 February2011, 21-24 P

### Extended abstract

#### 1-Introduction

Identification of heavy rainfall events are important in the design of water-related structures, agriculture, weather modification, policy making and planning and in monitoring climate change. Generally the change in rainfall in the world was examined in both time and space. Hence, much attention has been paid to different methods of analysis of extreme precipitations during recent years.

Karl and Knight (1998), studied the twentieth century trends of precipitation are examined by a variety of methods to more fully describe how precipitation has changed or varied. They believed that since 1910, precipitation has increased by about 10% across the contiguous United States. The increase in precipitation is reflected primarily in the heavy and extreme daily precipitation events. For example, over half 53% of the total increase of precipitation is due to positive trends in the upper 10 percentiles of the precipitation distribution.

---

#### Author

---

**B. Mohammadi.** (✉)

Assistant professor of climatology, Kurdistan University, Sanandaj,  
Iran  
e-mail: b.mohammadi@uok.ac.ir

These trends are highly signification, both practically and statistically. The fallowing as a result, there is a signification trend in much of the United States of the highest daily year-month precipitation amount, but with no systematic national trend of the median precipitation amount.

Kunkel (2003) analyzed the extreme precipitation events indicate that there has been a sizable increase in their frequency since the 1920s/1930s in the U.S. This suggests that natural variability of the climate system could be the cause of the recent increase, although anthropogenic forcing due to increasing greenhouse gas concentrations cannot be discounted as another cause.

Liebmann et al (2004) reports that Seasonal linear trends of precipitation from South American station data, which have been averaged onto grids. The results showed that in the period 1976–99, the largest trend south of 20 occurs during the January–March season, is positive, and is centered over southern Brazil. From 1948 to 1975 the trend is also positive, but with less than half the slope. The dynamic causes of the trend are not obvious. It does not appear to be accounted for by an increase in synoptic

wave activity in the region. The precipitation trend is related to a positive sea surface temperature trend in the nearby Atlantic Ocean, but apparently not causally.

Brahmananda et al (2006) believed that there has been an increase in rainfall over northeast Brazil (Nordeste), while over the sub-Saharan region there has been a drought. The correlation coefficients between the 11-yr running means of the rainfall series over the two regions are significant (at the 95% confidence level by a two-sided t test), suggesting that both trends are related. The rainfall variations over the two regions are connected to the position of the intertropical convergence zone (ITCZ) over the Atlantic. A more southward (northward) position of the ITCZ is favorable for higher than normal rainfall over Nordeste (sub-Sahara). The correlation coefficient between the position of the ITCZ over the Atlantic and the rainfall over Nordeste (sub-Sahara) is negative (positive) and highly significant, reaching values over 0.9. Thus, this study suggests that a more southward than normal location of the ITCZ in the Atlantic may be the cause for the recent increasing (decreasing) trend of rainfall over Nordeste (sub-Sahara).

Su et al (2006) studied the extreme temperature and precipitation trends over Yangtze from 1960 to 2002 on the basis of the daily data from 108 meteorological stations. Both the Mann-Kendall (MK) trend test and simple linear regression were utilized to detect monotonic trends in annual and seasonal extremes. Trend test has revealed a significant trend in summer rainfall, no statistically significant change was observed in heavy rain intensity.

Becker et al (2006) studied the Precipitation trends in the Yangtze River

catchments (PR China) for the past 50 years by applying the Mann-Kendall trend test. The results showed that significant positive trends at many stations can be observed for the summer months.

Crochet (2007) studied the climatic variability and trends of precipitation in Iceland for the period 1961–2000. He believed that the observed intra- and interannual variations in the precipitation characteristics can be linked to variations in size, location, and occurrence of the large-scale precipitation systems crossing Iceland that are in turn influenced by the strength of the North Atlantic Oscillation, especially in winter.

## 2- Methodology

Identification of trend or persistence in the rainfall series is essential to present the hydrological information in the condensed form for decision-making in water resources planning of any region. This paper exemplifies a study involving non-parametric statistical method of Mann-Kendall test for identification of existence of trends in annual rainfall series for Iran country. Sen's estimator of slope method was used to compute the change per unit time in a time series having linear trend.

According to the test, the null hypothesis  $H_0$  states that the deseasonalized data  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  is a sample of  $n$  independent and identically distributed random variables. The alternative hypothesis  $H_1$  of a two-sided test is that the distribution of  $X_k$  and  $X_j$  is not identical for all  $k, j \leq n$  with  $k \neq j$ . The test statistics  $S$  is computed from Eqs. (1) and (2) and are given by:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

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

The test statistics S has mean zero and variance of S, computed by:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (3)$$

Here t is the extents of any tie and  $\Sigma$  denotes the summation over ties. For the cases that n is larger than 10, the standard normal variants z is computed by using Eq. (4).

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Thus, in a two-sided test for trend, the hypothesis H<sub>0</sub> should be accepted if  $|z| \leq za/2$  at the  $\alpha$  level of significance. A positive value of S indicates an upward trend and a negative value indicates a downward trend.

### 3- Discussion

In this study, trends of rainfalls were examined on the basis of measurements of 1437 stations (included synoptic, climatic and rain gage stations) in Iran for the period 40 years (1964-2003). For this purpose, the used statistical methods are the nonparametric Mann-Kendall test for testing the presence of monotonic increasing or decreasing trend of rainfall and nonparametric Sen's method for estimating the slope of a linear trend.

### 4- Conclusion

For the present study rainfall data in respect of Iran synoptic stations were analyzed to study about the variation in rainfall trend. The results of trend

analysis showed that there are not any significant trends in mean of station's rainfall and mean of pixel's rainfall. However, mean of station's rainfall and mean of pixel's rainfall over Iran was respectively 0.64 mm and 0.5 mm for every year.

**Key words:** Trend analysis, interpolation, Mann-Kendall, Iran's rainfall.

### References

- Akinremi, O. O., McGinn, S. M., Cutforth, H. W. 2001. Seasonal and Spatial Patterns of Rainfall Trends on the Canadian Prairies, Notes and Correspondence, 2177.
- Akinremi, O. O., McGinn, S. M., Cutforth, H. W. 1998. Precipitation Trends on the Canadian Prairies, Journal of Climate, Volume 12, 2996.
- Angel, J.R., Huff, F.A. 1997. Changes in heavy rainfall in Midwestern United States, Journal of water Resources planning and management, July/August. 246-249
- Becker, S., Gemmer, M., Jiang, T, (2006), Spatiotemporal analysis of precipitation trends in the Yangtze River Catchment, Stoch Environ Res Risk Assess 20: 435–444.
- Becker, S., Gemmer, M., Jiang, T. 2006. Spatiotemporal analysis of precipitation trends in the Yangtze River Catchment, Stoch Environ Res Risk Assess 20: 435–444.
- Brahmananda R.V., Giarolla, E., Kayano, M. T., Franchito, S. H, (2006), Is the Recent Increasing Trend of Rainfall over Northeast Brazil Related to Sub-Saharan Drought? Journal of Climate, Volume 19, 4448-4453.
- Brahmananda R.V., Giarolla, E., Kayano, M. T., Franchito, S. H. 2006. Is the Recent Increasing Trend of Rainfall over Northeast Brazil Related to Sub-Saharan Drought? Journal of Climate, Volume 19, 4448-4453.

- Crochet, P. (2007), A Study of Regional Precipitation Trends in Iceland Using a High-Quality Gauge Network and ERA-40, *Journal of Climate*, Volume 20, 4659-4677.
- Crochet, P. 2007. A Study of Regional Precipitation Trends in Iceland Using a High-Quality GaugeNetwork and ERA-40, *Journal of Climate*, Volume 20, 4659-4677.
- Feidas, H., Nouloupoulo, Ch., Makrogialiannis, T., Bora-Senta, E. 2007. Trend analysis of precipitation time series in Greece and their relationship with circulation using surface and satellite data: 1955–2001, *Theor. Appl. Climatol.* 87, 155–177.
- Haylock, M. R., Peterson, T. C., Alves, L. M., Ambrizzi, T., Anunciacao, Y. M. T., Baez, J., Barros, V. R., Berlato, M. A., Bidegain, M., Coronel, G., Corradi, V., Garacia, V. J., Grimm, A. M., Karoly, D., Marengo, J. A., Marino, M. B., Moncunill, D. F., Nechet, D., Quintan, J., Rebello, E., Rusticucci, M., Santos, J. L., Trebejo, I., Vincent, L. A. 2005. Trends in Total and Extreme South American Rainfall in 1960–2000 and Links withSea Surface Temperature, *Journal of Climate*, Volume 19, 1490-1512.
- Hidalgo, G. J. C., De Lui's, M., Ravento's, J., Sa'ncchez, J. R., 2003. Daily rainfall trend in the Valencia Region of Spain, *Theor. Appl. Climatol.* 75, 117–130.
- Karl, T. R., Knight, R. W, (1998). Secular Trends of Precipitation Amount, Frequency, and Intensity in the United States, *Bulletin of the American Meteorology Society*, Vol. 79, No. 2, February, 231-241.
- Karl, T. R., Knight, R. W. 1998. Secular Trends of Precipitation Amount, Frequency, and Intensity in the United states, *Bulletin of the American Meteorology Society*, Vol. 79, No. 2, February, 231-241.
- Meteorology Society, Vol. 79, No. 2, February, 231-241.
- Kunkel, K. E. (2003), North American Trends in Extreme Precipitation, *Natural Hazards* 29: 291–305.
- Kunkel, K. E. 2003. North American Trends in Extreme Precipitation, *Natural Hazards* 29: 291–305.
- Liebmann, B., Vera, C.S., Leila Carvalho, M. V., Camilloni, I.S.A., Hoerling, M. P., Allured, D. Barros, V. R., Ba' Ez, J. N. Bidegain, M. 2004. An Observed Trend in Central South American Precipitation, *Journal of Climate*, Volume 17, 4357-4367.
- Liebmann, B., Vera, C.S., Leila Carvalho, M. V., Camilloni, I.S.A., Hoerling, M. P., Allured, D. Barros, V. R., Ba' Ez, J. N. Bidegain, M, (2004), An Observed Trend in Central South American Precipitation, *Journal of Climate*, Volume 17, 4357-4367.
- Su, B. D., Jiang, T., Jin, W. B, (2006), Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China, *Theor. Appl. Climatol.* 83, 139–151.
- Su, B. D., Jiang, T., Jin, W. B. 2006. Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China, *Theor. Appl. Climatol.* 83, 139–151.
- 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. P 101-113.
- 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. P101-113.