

پژوهش های جغرافیایی - شماره ۵۸، زمستان ۱۳۸۵

صص ۸۰-۶۷

مطالعه تغییر پذیری بارش دهه های اخیر ایران

احمد عسگری* - مری گروه اقلیم شناسی، پژوهشکده هواشناسی

فاطمه رحیم زاده** - مری گروه آب شناسی، پژوهشکده هواشناسی

پذیرش مقاله: ۸۲/۶/۱۵

تأیید نهایی: ۸۴/۱۰/۲۶

چکیده

در این مقاله تغییرات ویژگیهای بارش ۳۴ ایستگاه سینوپتیک کشور مورد مطالعه و بررسی شده است. این ایستگاهها دارای ۳۰ سال داده پیوسته در دوره آماری ۱۹۵۱-۱۹۹۱ بودند و از نظر مکانی در سطح کشور دارای توزیع متناسب میباشند. برای دستیابی به یک ایده کلی از رفتار بارش، از میانگین متحرک و برای بررسی همگنی دادههای بارش، از روش تبدیل شده آبه، انحرافات تجمعی، نسبت بیشینه ورسلی و خود همبستگی مرتبه اول استفاده شده است. مطالعه روند و معناداری آن، با استفاده از آزمون پارامتریک تی-استیودنت و آزمونهای ناپارامتریک من کندال و اسپیرمن به همراه تحلیل کمی روند صورت گرفته است. برای کشف نقاط جهش در میانگینهای بارش از آزمونهای من کندال دنباله‌ای، انحرافات تجمعی و نسبت بیشینه ورسلی بهره گرفته شده و سپس معناداری نقاط با استفاده از آزمونهای من ویتنی و کروسکال والیس بررسی شده است. دلایل ناهمگنی سریهای بارش ایستگاههای منتخب، بیشتر ناشی از وجود روند و نوسانهای زیاد بوده و کمتر متأثر از جهشهای ناگهانی می باشد. علیرغم تصور عمومی، کشور شاهد هر دو روند کاهشی و افزایشی در جمع بارش سالیانه ایستگاههای سینوپتیک بوده است. به عنوان مثال جمع بارش سالیانه در مشهد و تهران دارای روند مثبت و در بندرانزلی دارای روند منفی بوده است. روندهای بارش فصلی در هیچ یک از ایستگاههای مطالعه شده به صورت موازی رخ نداده است.

واژگان کلیدی: تغییر پذیری، نوسان، روند، جهش، بارش ایران.

مقدمه

بارش به عنوان یکی از عناصر اقلیمی مهم از پیچیدگیهای خاصی برخوردار است و معمولاً جمع بارشهای یک نقطه در مقیاسهای زمانی مختلف دارای توزیعهای آماری ساده و متقارنی نیست. در اهمیت مقادیر بارش و تغییرات آن به خصوص در کشور ما که در ناحیه خشک و نیمه خشک جهان قرار دارد، تردیدی نیست. بر اساس مطالعات انجام شده در طرح اطلس اقلیمی ایران در دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۰ بیش از دو سوم وسعت کشور دارای میانگین سالیانه بارش کمتر از ۳۰۰ میلی متر می باشد، اما هسته‌های پربارش بالاتر از ۱۰۰۰ میلی متر در منطقه زاگرس و دامنه‌های شمالی البرز وجود دارد. تقریباً تمام نقاط استانهای شمالی گیلان و مازندران از میانگین سالیانه بیش از ۵۰۰ میلی متر برخوردارند. هسته‌های کم بارش کمتر از ۵۰ میلی متر در کویر لوت و دشت کویر قرار دارند. سواحل جنوبی کشور هم علیرغم نزدیکی به منابع آبی

* E-mail: a-asgari@irimet.net

** E-mail: Rahim_f@irimet.net

خلیج فارس و دریای عمان به دلیل عدم وجود دیگر شرایط تشکیل ابر و بارش از بارش کمی برخوردارند. در بسیاری از کشورهای جهان برنامه ریزیهای کلان و نیز بسیاری از پروژه های اقتصادی و عمرانی بر مبنای الگوهای طولانی مدت بارش وجود دارد. به عنوان مثال، مکانیابی مناسب سدها با توجه به میزان بارش دریافتی در حوضه و همچنین با در نظر گرفتن این مطلب که به طور عمده ذوب برف و یخ در بهار و تابستان انجام می شود، صورت می گیرد. از این رو تغییر در الگوهای آن از جمله تغییر در نوع، میزان و تاریخ بارش اهمیت ویژه ای پیدا می کند. مواردی از قبیل افزایش و کاهش بارش، یا رخداد وقایع حدی از قبیل خشکسالی و سیل باید در مدیریت منابع آب و طرحهای کشاورزی مورد توجه قرار گیرد.

در بررسی داده های بارش و قابلیت اعتماد آنها، به خصوص باید به داده های مربوط به برف نیز توجه کرد. مسلم است بدون توجه به این موضوع، نتیجه گیری از اعتبار بالایی برخوردار نخواهد بود. به عنوان مثال می توان بیان کرد که در بسیاری از ایستگاه ها مانند تهران- مهرآباد در دوره ۱۹۵۱-۱۹۹۷ روند بارش سالیانه افزایشی بوده ولی این در حال است که نوع بارش در این ایستگاه تغییر داشته است. با توجه به طیف بسیار گسترده الگوهای بارشی در خرد مقیاس به هیچ وجه نمی توان در این مقیاس طبقه بندی دقیق و قابل قبولی در یک منطقه وسیع ارائه کرد.

در فاصله سالهای ۱۹۰۰-۱۹۹۴ بارش در عرض های بالای نیمکره شمالی، به خصوص در فصل سرد، افزایش (آی - پی - سی - سی - سی^۱، ۱۹۹۶a، ۲۴۵)، ولی در نواحی حاره و جنب حاره از آفریقا تا اندونزی از دهه ۱۹۶۰ به بعد کاهش یافته است. این نحوه تغییرات بارش با تغییرات رواناب، تراز آب دریا و رطوبت خاک هماهنگ بوده است. به طور کلی میانگین جهانی سالانه بارش تا سال ۱۹۶۰ افزایش و پس از آن تا سال ۱۹۸۰ کاهش یافته است. باید به این مطلب نیز اشاره کرد که این کاهش ها و افزایش ها در همه نقاط دنیا به یک اندازه نبوده است. گرچه دما در خیلی از نقاط دنیا افزایش یافت ولی تغییرات آب و هوا الزاماً به معنی تغییر توأمان و اساسی بارش و دما نیست. براساس تحقیقی در کانادا نشان داده شده است که اگرچه دما در اغلب ایستگاه های کانادا افزایش یافته است ولی هیچ شاهد محکمی مبنی بر تغییر بارش بجز افزایش آن در چند نقطه معدود مثل مونکتون^۲ وجود ندارد (کلارک، ۲۰۰۰، ۲۷-۳۸).

میانگین بارش سالیانه جهانی در دوره ۱۹۰۰-۱۹۸۸ دارای روند خطی افزایشی حدود ۲۴ میلیمتر در دهه بوده است. الگوهای مکانی روند بارش و نرخ افزایشی آن با تصاویر به دست آمده از اجرای مدل های گردش عمومی جو^۳ حاصل از افزایش دی اکسید کربن، منطبق می باشد (دای و همکاران، ۱۹۹۷، ۲۹۴۳-۲۹۶۲)، البته این نوع مطالعات برای مناطق جغرافیایی مختلف نیز انجام شده است. به عنوان مثال می توان به غرب و شمال سویس اشاره کرد که بارش زمستانه در فاصله بین سالهای ۱۹۰۰-۱۹۰۱ تا حدود ۳۰ درصد یا میانگین بارش در ایالات متحده از سال ۱۹۱۰ حدود ۱۰٪ نسبت به قبل از آن افزایش داشته اند. بارش های سنگین و حدی روزانه نیز به همراه فراوانی آنها افزایش و همچنین جمع بارش های حاصل از رخداد بارش های سنگین نسبت به جمع رخدادهای ملایم در این کشور افزایش داشته اند (کارل، ۱۹۹۸، ۲۳۱-۲۴۱).

1- Intergovernmental Panel on Climate Change
2- Moncton
3- General Circulation Models

در آمریکای لاتین و مرکزی نیز الگوها متفاوت است. به عنوان مثال می توان روند کاهشی در بارش و رواناب را در بعضی از قسمت ها مانند شیلی جنوبی و مناطق کوهستانی آرژانتین نام برد و در بعضی از قسمتهای مکزیک و آمریکای مرکزی بسته به موقعیت و شیب حوضه آبریز آن روند افزایشی یا کاهشی مشاهده شده است، همچنین در شمال و شمال غربی نیکاراگوئه بارش در دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۵ روند کاهشی داشته و در کلمبیا هم روند ضعیفی از بارش در دوره ۱۹۵۵-۱۹۹۵ دیده شده است (آی-پی-سی-سی، ۲۰۰۱، ۶۹۶-۷۲۴).

در اروپا نیز کلاً روندهای متفاوتی از بارش مشاهده شده و در نواحی مختلف آن، هم در مقیاس سالیانه و هم در مقیاس فصلی تغییراتی رخ داده است (دابلو-سی-دی-ام-پی^۴، شماره ۳۲، ۱۹۹۷، ۵۱). به عنوان مثال از جنوب غربی تا شمال غربی قاره، بارش های بهاری افزایش یافته ولی در اروپای مرکزی عکس آن مشاهده شده است. بر اساس تحقیقی در لهستان علاوه بر تأیید تفاوت قابل ملاحظه الگوهای بارش مشاهده می شود که در فاصله ۱۹۳۱-۱۹۸۰ در مناطق شهری و صنعتی، بارش سالیانه، افزایش داشته ولی کلاً در دهه ۱۹۸۰ روند کاهشی بارش در سر تا سر این کشور رخ داده است.

روند مثبت معنی دار در میزان بارش تا حدود ۱۸ درصد در شمال و جنوب غربی بنگلادش و روند منفی معنا در جنوب شرقی آن مشاهده شده است. بارش در هند، پاکستان، نپال، سری لانکا و میانمار (برمه) از سال ۱۹۵۰ افزایش یافته که البته در بسیاری موارد سبب بروز سیل شده است. متأسفانه در دهه اخیر افزایش بارش در منطقه مانسونی سبب بروز بیشتر سیل شده و اغلب خسارتهای عمده ای را وارد کرده است. طور کلی بر اساس تحقیقات انجام شده الگوی بارش در آسیا متفاوت از آن در نیمکره شمالی می باشد. در نواحی مرطوب، خشک و نیمه خشک قاره، علاوه بر اینکه عنصر بارش از میانگین سالیانه پایینی برخوردار است، دارای تغییرپذیری بیشتری نیز می باشد. در بعضی از نقاط این نواحی تا حدود ۹۰ درصد بارش در فاصله کمتر از ۲ ماه ریزش کرده است. البته در تعدادی از ایستگاه های واقع در مناطق خشک و نیمه خشک شمال آسیا در ۵۰ سال گذشته بارش افزایش یافته و در روسیه در دوره ۱۹۵۱-۱۹۹۵ روند کاهشی در بارش مشاهده شده که این روند در طی سالهای گرم این دوره حادث تر بوده است. در قزاقستان در دوره ۱۸۹۴-۱۹۹۷ روند کاهشی در بارش سالیانه مشاهده شده، در حالی که بارش های فصلی در بهار، تابستان و پاییز دارای روند افزایشی ضعیفی بوده اند. بنابراین مسلم است که بارش زمستانه در این است کشور شاهد روند کاهشی بوده است. در پاکستان، هفت ایستگاه تا از ۱۰ ایستگاه مطالعه شده، روند افزایشی بارش در فصل مانسون داشته اند. مانسون آسیای جنوب شرقی، تغییرات زمانی و مکانی بارش آسیای معتدله را به میزان زیادی متأثر می سازد. در چین، بارش از سال ۱۹۶ میلادی به طور مستمر کاهش داشته ولی این کاهش از سال ۱۹۸۰ به بعد طور جدی تری رخ داده است. در تایلند نیز کاهش بارش گزارش شده است. از آنجا که قاره آسیا وسیع بوده و قسمتی از آن تحت تأثیر مانسون می باشد، الگوهای متفاوتی نیز برای آن انتظار می رود (آی-پی-سی-سی، ۲۰۰۱، ۵۳۵-۵۵۴). افزایش دما اغلب در جهت کاهش بارش در آسیا عمل کرده و این در حالی است که در نیمکره شمالی افزایش دما در راستای افزایش بارش به وقوع پیوسته است (آی-پی-

سی - سی، ۲۰۰۱، ۵۳۵-۵۵۴). اینک هدف از ارائه این مقاله نمایش رفتارهای بارش در دوره ۱۹۵۱-۱۹۹۷ در کشور می باشد.

داده‌ها و روش‌ها

بستر مناسب در مطالعات اقلیمی و هواشناسی دسترسی به داده‌های مطمئن از یک شبکه مناسب ایستگاهی در یک دوره مطلوب آماری می باشد. گرچه طول دوره آماری مناسب بستگی تام به عنصر اقلیمی بررسی شده و اقلیم غالب منطقه دارد، تراکم شبکه ایستگاهی نیز حساس به توپوگرافی منطقه و عنصر اقلیمی مورد نظر می باشد. این بستر مناسب از عنصر بارش برای مطالعه تغییر اقلیم در کشور، داده‌های شبکه ایستگاه‌های سینوپتیک سازمان هواشناسی است که به طور عمده از سال ۱۹۵۱ کار دیدبانی عناصر اقلیمی (جوی) را در چارچوب دستورالعمل های سازمان هواشناسی جهانی شروع کرده اند. گرچه در ایران تعداد محدودی ایستگاه با سنوات آماری حدود ۱۰۰ سال و آن هم با داده‌های ناقص وجود دارد، ولی از میان این ایستگاه‌ها نیز ایستگاه بوشهر دارای طولانی ترین آمار از سال ۱۸۷۸ به بعد می باشد که در مقایسه با بعضی از کشورها و که بیش از ۲۰۰ سال آمار داده‌های هواشناسی، دارند کم است. مسلم است بررسی تغییرات بارش و سایر عناصر اقلیمی در دوره‌های طولانی تر می تواند نتایج قابل قبول تری را به دنبال داشته باشد.

به رغم اینکه روش‌های مجاز و توصیه شده‌ای از سوی سازمان هواشناسی جهانی و محافل برجسته آماری برای بازسازی شکاف‌های کوتاه وجود دارد ولی بازسازی بیش از حد داده‌های گمشده در مطالعات بارش در رابطه با تغییر اقلیم توصیه نمی شود (دابلو- ام - او^۱، شماره ۱۰۰، ۱۱/۱۹۸۳، ۸) و (شون ویز^۲، ۳۹، ۱۹۹۷). برای مثال شون ویز در مطالعات دما و بارش شکاف‌های داده‌ای تا سه سال را با استفاده از میانگین‌های دهه قبل و دهه بعد آن در یک دوره ۱۰۰ ساله درون یابی کرده و داده‌های با شکاف‌های طولانی تر را کنار گذاشته است (شون ویز، ۹۷، ۱۹۹۷).

مطالعات اولیه نشان می دهد که از ایستگاه‌های موجود سینوپتیک کشور تعداد محدودی از آنها در دوره آماری ۱۹۵۱-۱۹۹۷ واجد شرایط مطلوب برای مطالعات تغییر بارش می باشند. کاهش تعداد ایستگاه‌ها به دلایل وجود داده‌های گمشده متوالی زیاد یا طول دوره کوتاه برخی از آنها می باشد. برای آنکه در این مطالعه بتوان از تعداد بیشتری ایستگاه استفاده کرد، در کنار ایستگاه‌های با داده‌های کامل در دوره آماری ۱۹۹۷-۱۹۵۱، ایستگاه‌های با طول دوره آماری کوتاه تر به شرط وجود ۳۰ سال داده پیوسته و بدون داده گمشده، به کار گرفته شد.

در این بررسی نیز برای دست یابی به یک ایده مناسب از رفتار بلند مدت مؤلفه‌های غیر تصادفی، از صافی‌هایی مانند میانگین متحرک استفاده شد (سنی یرز^۳، ۱۷۷، ۱۹۹۰). به دلیل اهمیت مطالعه همگنی داده‌ها در آشکارسازی تغییرات بارش به خصوص در دوره‌های آماری طولانی از روش‌های همگنی متفاوتی مانند آبه^۴ (کن راد و پولاک، ۳۷۶، ۱۹۶۲) و فرم بهبود یافته آن (شون ویز، ۵۹، ۱۹۸۶)، انحرافات تجمعی و نسبت بیشینه ورسلی (دابلو- سی-ای- پی^۱، شماره ۳، ۱۹۸۸، پیوست، ۴، ۱۱، بی شند، ۱۱، ۱۹۸۲-۲۷) و خود همبستگی مرتبه اول (میتشل و همکاران، ۱۹۶۶، ۵۹) استفاده شد.

¹ - World Meteorological Organization

² - Shonwiese

³ - Sneyers

⁴ - Abbe

¹ - World Climate Application Programme

در آزمون آبه، هم جهت تغییرات و هم اندازه انحراف یکسری از میانگین آن نشان داده شده است. در حالت وجود همگنی در سری زمانی X_i ، رابطه زیر برقرار است:

$$1 - \frac{1}{\sqrt{n-1}} \leq \frac{2A}{B} \leq 1 + \frac{1}{\sqrt{n-1}} \quad (1)$$

که در رابطه فوق

$$A = X_1'^2 + X_2'^2 + \dots + X_n'^2 - \frac{1}{2}(X_1'^2 + X_n'^2) \quad (2)$$

$$B = (X_1' - X_2')^2 + \dots + (X_{n-1}' - X_n')^2 \quad (3)$$

و X_i' انحراف از میانگین حسابی (\bar{X}) و n حجم نمونه می باشند.

آماره آزمون انحرافات تجمعی برای سری X_i ، $i = 1, 2, \dots, n$ از رابطه زیر به دست می آید:

$$S_o^* = 0, S_k^* = \sum_{t=1}^k (X_t - \bar{X}) \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

$$D_y^2 = \sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2 / n \quad (5)$$

$$S_k^{**} = S_k^* / D_y \quad k = 0, 1, \dots, n \quad (6)$$

$$Q = \max |S_k^*| \quad 0 \leq k < n \quad (7)$$

و مقادیر بحرانی آماری Q در (بیشاند ۱۳، ۱۹۸۲) ارائه شده است.

آماره آزمون نسبت بیشینه ورسلی، یعنی Z_k^{**} براساس محاسبه Z_k^* براساس روابط زیر به دست می آید:

$$Z_k^* = \sum k(n-k)^{-1/2} S_k^* \quad (8)$$

$$Z_k^{**} = Z_k^* / D_y \quad (9)$$

$$V = \max |Z_k^{**}| \quad , \quad 1 \leq k \leq n-1 \quad (10)$$

در صورتیکه

آنگاه آماره آزمون ورسلی به سادگی از رابطه زیر به دست می آید:

$$W = (n-2)^{1/2} V(1-V^2)^{1/2} \quad (11)$$

که مقادیر بحرانی آماره آزمون W در (ورسلی، ۱۹۷۹، ۳۶۶) ارائه شده است. مکانهای مقادیر بیشینه $|S_k^{**}|$ یا $|Z_k^{**}|$ براساس دو آماره آزمون انحرافات تجمعی و ورسلی برآورد مناسبی از نقاط تغییر را بدست می دهند. به این ترتیب می توان علاوه بر شناسایی همگنی در شناسایی نقاط تغییر از این آزمون استفاده کرد. در صورتی که دنباله های S_k^{**} و Z_k^{**} براساس k رسم شده و حرکت نوسانی آنها حول یک خط باشد آنگاه همگنی سری تأیید می شود.

آزمون همگنی دیگری که به وسیله سازمان هواشناسی جهانی (میشل و همکاران، ۱۹۶۶، ۶۰) توصیه شده، خود همبستگی مرتبه اول است. بر اساس آزمون خود همبستگی مرتبه اول، در صورت وجود همگنی در سطح $\alpha/2$ ، $r_1(t)$ که از رابطه زیر به دست می آید:

$$r_1(t) = \frac{-1 \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{N-2}}{N-1} \quad (12)$$

باید در رابطه زیر صدق کند:

$$|r_1| < r_1(t) \quad (13)$$

این آزمونها در کنار مطالعه تاریخچه ایستگاهها علاوه بر اینکه ما را از همگنی دادهها آگاه می سازند، تفکیک دلایل ناهمگنی را به دو صورت طبیعی و انسانی فراهم می آورند. بنابر توصیه سازمان هواشناسی جهانی^۱ (دابلو-سی-دی-ام-پی، شماره ۳۲، ۴۳، ۱۹۹۷) نتایج به دست آمده از آزمونهای همگنی می تواند به شرح زیر خلاصه و تقسیم بندی شوند.

جدول ۱- کلاسهای همگنی سری های اقلیمی بر اساس قبول و رد آنها در آزمونهای همگنی

نتیجه آزمونهای همگنی	کلاس
همه آزمونها همگنی را می پذیرند.	۱
همه آزمونها بجز یکی، همگنی را می پذیرند.	۲
تعدادی از آزمونها همگنی را می پذیرند.	۳
همه آزمونها بجز یکی ناهمگنی را می پذیرند.	۴
همه آزمونها ناهمگنی را می پذیرند.	۵

(دابلو-سی-دی-ام-پی، شماره ۳۲، ۴۳)

در بررسی روند بارش، یعنی گرایش دراز مدت سری زمانی با استفاده از روش حداقل مربعات، علاوه بر تعیین معادله خط روند به شکل $\alpha_0 + \alpha_1 t$ ، با استفاده از آزمون فرض $\alpha_1 = 0$ ، و آماره T به شکل زیر، می توان به آشکارسازی روند خطی پی برد. همچنین تحلیل کمی از طریق محاسبه T_r / \bar{a} امکان پذیر خواهد بود (دابلو-سی-دی-ام-پی، شماره ۳۲، ۴۴، ۱۹۹۷).

$$T_c = \frac{r\sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r^2}} > T_{1-\alpha/2} \quad (14)$$

آماره T_c دارای توزیع تی-استیودنت با $\nu = N - 2$ درجه آزادی است و کافی است تا مقدار T_c مربوط به مشاهدات را تعیین و با مقدار $T_{1-\alpha/2}$ که از جدول تی-استیودنت مربوط به سطح معناداری α استخراج می شود، مقایسه کرد.

پس از آنکه روند محاسبه شد، می توان کاهش و افزایش روند را نیز به صورت کمی تحلیل کرد. یکی از راههایی که به وسیله (دابلو-سی-دی-ام-پی-او-شونیز، ۱۹۹۷) توصیه شده است، به صورت زیر می باشد:

$$T_r = \Delta a = \hat{a}_n(t_n) - \hat{a}_1(t_1) \quad (15)$$

که \hat{a}_1 شروع و \hat{a}_n خاتمه مقادیر سری زمانی بارش می باشند و در حقیقت T_r اختلاف مقادیر برآورد شده سری بر اساس روند خطی بدست آمده از روش حداقل مربعات است.

آماره r_s در آزمون ضریب همبستگی اسپیرمن نیز که برای بررسی روند سری استفاده می شود، از رابطه زیر به دست می آید:

$$r_s = 1 - \frac{6}{n(n^2 - 1)} \sum (y_i - i)^2 \quad (16)$$

که در آن y_i رتبه های مشاهدات سری اصلی می باشند. مقادیر بزرگ $|r_s|$ نشان دهنده روند افزایش یا کاهش در سری می باشند. آزمون من کندانال از آزمونهای پارامتریک دیگری است که برای بررسی وجود روند خطی یا غیر خطی به کار برده می شود. در صورتی که برای هر سری X_i ، رتبه های آنها در نظر گرفته شوند و سپس در مقایسه های هر رتبه با سایر رتبه ها در صورتی که $i > j$ و $y_i > y_j$ ، به مقدار t یک واحد اضافه شود، آنگاه مقادیر بزرگ $|t| = \left| \sum n \right|$ نشان دهنده روند افزایشی یا کاهش در سری می باشد.

از آنجایی که جهش های ناگهانی نیز مانند روند می توانند ناشی از تغییرات مصنوعی اقلیم باشند، نقاط جهش در میانگین بارش براساس آزمون من کندانال دنباله ای (سنی یزر، ۱۹۹۰، ۱۲-۱۴) و انحرافات تجمعی و نسبت بیشینه ورسلی تخمین زده می شود. براساس آزمون برابری میانگینها (آزمون F) و آزمونهای پارامتریک من ویتنی^۱ (شسکین، ۲۰۰۰، ۲۸۹) و کروسکال والیس^۲ (شسکین، ۵۹۵، ۲۰۰۰) معناداری آنها بررسی شده است.

هرگاه روند در سطح معناداری α_0 قابل قبول باشد، می توان با کمک آزمون من کندانال به شکل زیر، نقطه تغییر را پیدا کرد. در حقیقت این روش مقادیر t در زمان i را محاسبه می کند و $U(t)$ که در آزمون من کندانال به دست آمد در i امین زمان تمام می شود و $U(t_i)$ در زمان $n = i$ به دست می آید. همین عمل را می توان به صورت عکس انجام داد؛ یعنی با فرض اینکه انتهای سری ابتدای آن باشد، می توان رتبه n'_i را نیز از رابطه زیر بدست آورد:

$$n_i + n'_i = y_i - 1 \quad (17)$$

که در آن

$$i' = (n+1) - i, \quad n'_i = n_i \quad (18)$$

مقادیر U'_i برای سری برگشتی به وسیله معادله زیر دست می آید.

$$U'_i = -U(t_i) \quad (19)$$

اگر دنباله U_i و U'_i براساس i به صورت نموداری رسم شود، درحالت معناداری روند، دو نمودار در نقطه شروع پدیده یکدیگر را قطع خواهند کرد، در حالی که اگر روند وجود نداشته باشد، دو دنباله U_i, U'_i تقریباً به صورت موازی حرکت خواهند کرد و یا با چند بار برخورد به طوری که به تغییر جهت آنها منجر نشود، عمل می کنند.

پس از تعیین نقاط تغییر می توان معناداری در نقاط را تعیین کرد. در حالت خاصی که سری به دو قسمت مستقل تقسیم می شود، آزمون تی - استیودنت براحتی می تواند در صورت وجود فرض نرمال بودن، جهت معناداری نقطه جهش استفاده شود.

اگر میانگین در چند نقطه جهش داشته باشد از آزمون پارامتریک F استفاده می شود (میدمنت، ۱۹۰۱۹، ۱۹۹۳). در صورتی که ω جهش صورت گرفته باشد و بخواهیم فرض $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_\omega$ را در مقابل $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \dots \neq \mu_\omega$ آزمون شود، آماره به صورت زیر خواهد بود:

$$F = \frac{n \sum_{j=1}^{\omega} (x_j - \bar{x})^2 / (\omega - 1)}{\sum_{i=1}^{\omega} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 / (n - \omega)} \quad (20)$$

در صورتی که F به دست آمده در فاصله

$$F_{\alpha/2}(\omega - 1, n - \omega) < F < F_{1-\alpha/2}(\omega - 1, n - \omega)$$

قرار گیرد، فرض برابری میانگین ها که مترادف با نداشتن چند جهش می باشد در سطح معناداری α قبول می شود. در صورتی که فرض نرمال برقرار نباشد می توان از آزمون ناپارامتریک کروسکال والیس برای چند بار جهش و حالت خاص آن من ویتنی برای یکبار جهش استفاده کرد. در صورتی که فقط یک جهش اتفاق افتاده باشد؛ یعنی $y_t, t = 1, \dots, N$ سری زمانی باشد که به دو دسته $Y_{N+1}, Y_N, \dots, Y_1, \dots, Y_{N_1}$ به تعداد $(N_1 + N_2 = N)$ تقسیم شود، سری جدیدی به نام $Z_i, i = 1, 2, \dots, N$ به وسیله مرتب کردن سری Y_i تعریف می شود و آماره آزمون آن از رابطه زیر به دست می آید:

$$U_c = \frac{\sum_{i=1}^{N_i} R(Y_i) - N_1(N_1 + N_2 + 1) / 2}{[N_1 N_2 (N_1 + N_2 + 1) / 12]^{1/2}} \quad (21)$$

در آن $\sum_{i=1}^{N_i} R(Y_i)$ مجموعه مرتبه های گروه اول، N_1 تعداد داده های دسته اول، N_2 تعداد داده های دسته دوم و $R(Y_i)$ رتبه مشاهده Y_i در سری Z_i است.

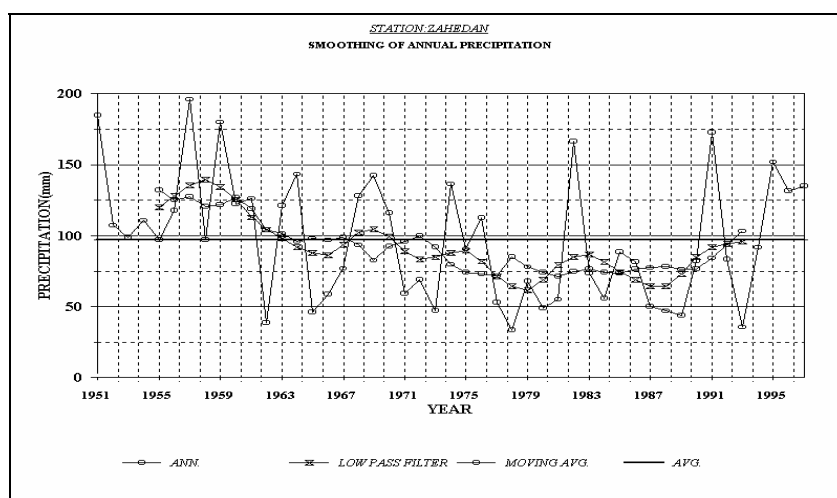
اگر نامساوی $|U_c| > Z_{1-\alpha/2}$ برقرار باشد، فرض برابری دو سری تفکیک شده رد می شود. $Z_{1-\alpha/2}$ از جدول توزیع نرمال استاندارد به دست می آید و مربوط به سطح معناداری α است.

نتایج

هدف ما در این پژوهش، بررسی بارش، آگاهی از نحوه تغییرات آن، وجود روند در کشور ایران بوده است. نتایج کلی حاصل از بررسی سری های زمانی بارش در ایستگاههای آبادان، بندرانزلی، بابلسر، بیرجند، بوشهر، اصفهان، کاشان، کرمانشاه، مشهد، ارومیه، رشت، شهرکرد، شیراز، تبریز، تهران، زابل و زاهدان که در تحلیل نهایی بارش مورد بحث شده اند قرار گرفته اند به صورت زیر می باشد.

دوره آماری ایستگاه تهران - مهرآباد در دوره فوق می باشد. شایان ذکر است در این مطالعه، داده های ایستگاههای با دوره آماری کمتر از ۳۰ سال بررسی نشده است. تأثیر تغییر محل ایستگاهی، ادواتی و نیز تغییر در زمان دیدبانی و فرد دیدبان در ناهمگنی بارش نیز مطرح است و به خاطر پرهیز از برداشتهای ناصحیح، از تحلیل سری های بارش ایستگاههایی که داده های سایر پارامترهای آنها به دلایل فوق ناهمگن بوده اند، صرف نظر شده است.

دلیل ناهمگنی سری های بارش ایستگاه های مطلوب بیشتر ناشی از وجود روند و نوسانهای زیاد بوده و کمتر متأثر از جهش های ناگهانی (برخلاف دما) می باشد. به عنوان مثال شکل ۲ سری های هموار شده بارش ایستگاه زاهدان را نشان می دهد که ضمن نوسان زیاد، روند کاهشی را طی می کند.

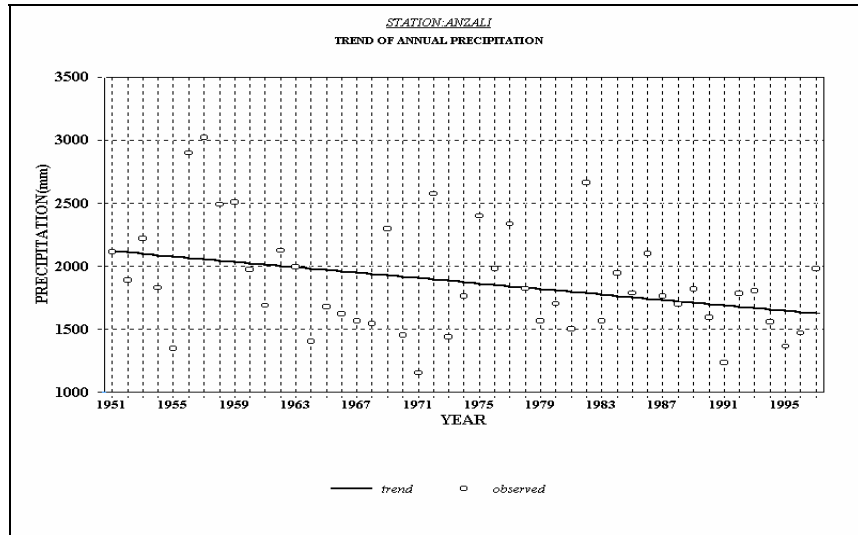


شکل ۲- سری های هموار شده بارش ایستگاه زاهدان

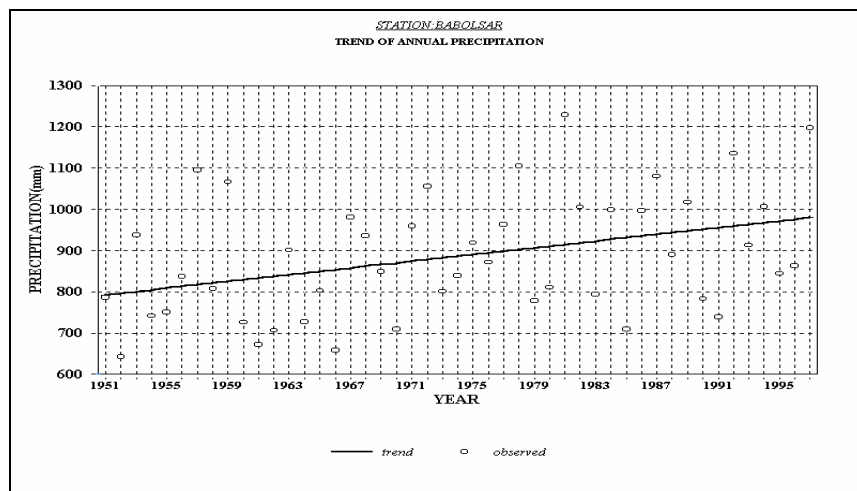
در سری های زمانی جمع بارش سالیانه ایستگاههای سینوپتیک کشور هر دو روند کاهش و افزایشی مشاهده شده است. شکل ۳ روند کاهش بارش در ایستگاه بندر انزلی را همراه با نوسانهای زیاد و شکل ۴ روند افزایش بارش در ایستگاه بابلسر را همچنان با نوسانهای زیاد نمایش می دهد.

وجود روند افزایشی در جمع بارش سالیانه برخی از ایستگاهها بیانگر افزایش در بارشهای منجمد (برف) نمی باشد، یکی از این ایستگاهها، ایستگاه تهران - مهرآباد می باشد که توسعه شهری، شهرنشینی و گرمایش به دست آمده حاصله باعث تغییر در نوع بارش، شدت مدتها، تاریخ وقوع و تغییر در مقادیر فصلی آن شده است. شاید طرح افزایش بارش در تعدادی از شهرهای کشور با توجه به کمبود آب و ذهنیت مردم، کمی گمراه کننده بنظر برسد ولی باید توجه داشت که به غیر از روند در میزان بارش، تغییر الگوهای بارش هم مانند نوع بارش، تاریخ وقوع، مقادیر فصلی، شدت مدتها و نیز تعامل بین بارش و سایر عناصر بویژه دما که تأثیرگذار بر تبخیر و تعرق بالقوه و مصرف آب است، مهم می باشد. روند بارشهای فصلی در هیچ یک از ایستگاهها به یک شکل نمی باشد و شکل ۵ بیانگر این موضوع در ایستگاه تهران - مهرآباد

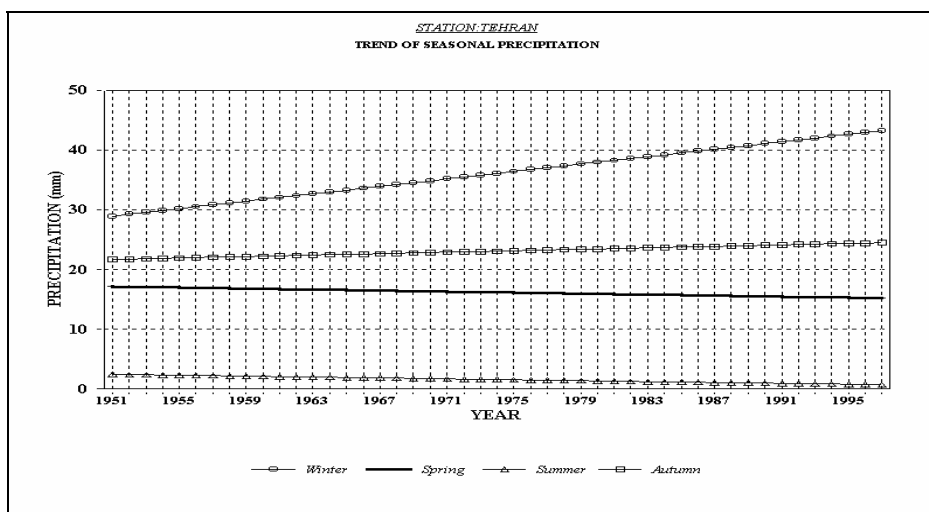
می باشد. رفتار بارشهای فصلی از دیدگاه روند آنها به صورت مشابه تغییر نکرده است که خود گویای بخشی از تغییرات رفتاری بارش و جابجایی های درون سالی است.



شکل ۴- روند افزایشی بارش سالیانه ایستگاه بابلسر



شکل ۴- روند افزایشی بارش سالیانه ایستگاه بابلسر



شکل ۵- روند فصلی بارش در ایستگاه تهران - مهرآباد

نتیجه بررسی روند در سری های بارش در پنج گزینه، وجود روند مثبت و منفی معنادار، وجود روند مثبت و منفی و همچنین ایستایی آن با استفاده از دو آزمون ناپارامتریک من کندال و روش پارامتریک T به دست آمده است که در شکل ۶ نتایج آن را برای آزمون تی- استودنت و برای ایستگاههای با آمار مطلوب ارائه شده اند. آزمون من کندال نیز نتایج مشابهی داشته است. این شکل بیانگر وجود روند منفی بارش در منطقه کوهستانی زاگرس و روند مثبت در طرفین آن می باشد. در این سری ها هر دو روند کاهشی و افزایشی در بارش مشاهده شد که علاوه بر اینکه بیانگر پیچیدگی های عنصر بارش می باشد، نشان دهنده تأثیر قابل ملاحظه سیستم های بارانزا در مقیاس های کوچکتر سینوپتیکی می باشد.

بحث و نتیجه گیری

تغییر رفتار سری های بارش در ایستگاه های سینوپتیک کشور یکنواخت نبوده و گویای وجود الگوهای متفاوتی در کشور می باشد. تحلیل بارش و نوسانهای آن گرچه با داده های طولانی دوره آماری ۱۹۵۱-۱۹۹۷ صورت پذیرفت ولی مسلماً با توجه به شرایط اقلیمی خشک و نیمه خشک در کشور و ضرورت نیاز به داده های طولانی تر، چنانچه داده های بارش از یک دوره طولانی تر موجود بود، نتایج روشن تری از بارش و نوسانهای آن در کشور حاصل می شد. با کشف ناهمگنی داده های بارش در خیلی از ایستگاهها برای حذف و تضعیف ناهمگنی مصنوعی بارش و ایجاد زمینه برای تحلیلهای مناسب اقلیمی، تا آنجا که امکان دارد باید از تغییر محل ایستگاهی و ادواتی پرهیز کرد و سعی شود که ایستگاه از حالت استاندارد خود خارج نشود.



شکل ۶- معناداری روند سری‌های بارش ایستگاه‌های سینوپتیک کشور به روش تی-آستیدونت

روند را فقط باید به عنوان یک گزارش درازمدت در سری زمانی بارش در نظر گرفت که به طور فرض در ایستگاه بندر انزلی که روند کاهش بارش را نشان می‌دهد، نباید پیش بینی کاهش پیوسته بارش را در سالهای بعد از ۱۹۹۷ داشته باشیم.

وجود روند افزایشی در جمع بارش سالیانه برخی از ایستگاهها بیانگر افزایش در بارشهای منجمد (برف) نمی‌باشد، یکی از این ایستگاهها، ایستگاه تهران-مهرآباد می‌باشد که توسعه شهری و شهرنشینی و گرمایش بدست آمده باعث تغییر در نوع بارش، شدت مدتها، تاریخ وقوع و تغییر در مقادیر فصلی آن شده است. شاید طرح افزایش بارش در تعدادی از شهرهای کشور با توجه به کمبود آب و ذهنیت مردم، کمی گمراه کننده به نظر برسد ولی باید توجه داشت که به غیر از روند در میزان بارش، تغییر الگوهای بارش هم مانند نوع بارش، تاریخ وقوع، مقادیر فصلی، شدت مدتها و نیز تعامل بین بارش و سایر عناصر بویژه دما که تأثیرگذار بر تبخیر و تعرق بالقوه و مصرف آب است، مهم می‌باشد. با توجه به تأثیر فرآیندهای بارانزا در مقیاسهای مکانی مختلف، میتوان انتظار روندهای هم سوی بارش را در محدوددهای کوچک جغرافیایی داشت که این امر در منطقه زاگرس رخ داده است.

تشکر و قدردانی

این مقاله قسمتی از نتایج پروژه آشکارسازی آماری تغییر اقلیم در ایران بوده که در پژوهشکده هواشناسی انجام شده است. از این رو جا دارد تا از حمایت‌های مسئولان و دست اندرکاران این پژوهشکده و همچنین سازمان هواشناسی کشور که امکانات لازم در جهت انجام این پروژه را فراهم کردند، تشکر و قدردانی شود.

منابع و مأخذ

- 1- Buishand J.A.; 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records; J. Hydro.
- 2- Clarke T.S.; etpal, 2000. Regional climate change: Trend, analysis of temperature and precipitation series at selected Canadian sites, Canadian journal of agricultural economics, 48(1), 27-38.
- 3- Conrad, U. and Pollack, L.K., 1962. Methods in Climatology-Cambridge (USA).
- 4- Dai, A., I.Y.Fung, and A.D.Del Genio, 1997. Surface observed global land precipitation variations during 1900-88, J. clim. 10(11), 2943-2962.
- 5- IPCC, 1996a, Climate change 1995, The science of climate change, Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.
- 6- IPCC, 2001. Climate change 2001, Scientific basis, Cambridge University Press, Cambridge, UK and New York, NY, USA.
- 7-Karl, T.R., 1998. Secular trends of precipitation amount, frequency and intensity in the United States, Bull. Am. Meteor. Soc., 79(2), 231-241.
- 8- Maidment, David R, 1993. Handbook of Hydrology.
- 9- Mitchell. J.M. Dzerdzeuskii. B. Flohn, H. Hofmeyer. W.L. Lamb, H.H. Rao K.N. and Walle'n, C.C., 1966. Climatic Change. WMO Publ. No. 195 (Tech. Note No. 79), Geneva.
- 10- Sheskin, D. J., 2000, Handbook of parametric and nonparametric statistical procedures, Chapman & Hall/CRC.
- 11- Shonwiese, C.D., 1997. Statistical Analysis of Observed Climate Trends and Statistical Signal Detection Analysis, WMO Publ. No. 834, Geneva.
- 12- Shonwiese, C.D. Malcher. J. and Hartmann. C, 1986. Globale Statistik Langer Temperatur and Nieder Schagstreißen. Report No. 65 Inst. Meteorol. Geophys. Univ. Frankfort/Main:2ned (1990).
- 13- Sneyers, R., 1990. On the Statistical Analysis of Series of Observations, WMO Publ. No. 415, Geneva.
- 14- WCAP, No. 3, 1988. Analyzing long time series of hydrological data with respect to climate variability (project description) , WMO/TD No. 224, World Meteorological Organization, Geneva.
- 15- WCDMP, No., 32, 1997. Progress report to CCI on statistical methods (prepared by C. D. Schonwiese), WMO/TD No. 834, World Meteorological Organization, Geneva.
- 16- WMO No. 100, 1983 Guide to climatological practices, world Meteorological Organization, Geneva.
- 17- Worsley, K.J., 1979. On the likelihood ratio test for a shift in location of normal Populations. J. Am.Stat Assoc; 74: 365-367.