دکتر حسین عساکره[1]

بررسی آماری روند بارش سالانه‌ی تبریز

چکیده

بـه دنـبال پدیـده‌ی گـرم شدن زمین، الگوی گردش عمومی و الگوی زمانی ـ مکانی بارش نیز تغییر یافته است. کاربرد روش‌های آماری در تشریح تغییرات، ابزاری مفید و کارآ به‌شـمار مـی‌آیـند. از آنجـا کـه بارش به عنوان یک عنصر اقلیمی؛ رفتاری غیرخطی داشته، نیز از توزیـع نـرمال تبعیـت نمـی‌کـند، با روش‌های آماری ناپارامتری، ابزاری مفید برای بررسی این عنصـر اقلیمـی است. در این تحقیق، روش‌های خطی در تحلیل رفتار بارش ۳۰ سـاله‌ی تبریز، بـه کـار گرفته شده و ضمن تشریح روش ناپارامتری «اسپیرمن» روند غیرخطی نیز، مورد توجه قرار گرفت.

بررسـی‌هـای انجـام شـده؛ نشان می‌دهد که روند خطی و نیز روند حاصل از آزمون رتـبه‌ای در سطح ۵٪ خطا، معنی‌دار بوده و بارندگی تبریز، طی ۳۰ سال گذشته؛ حاوی رفتاری کاهشی بوده است.

کلید واژه‌ها : *«روند»، «تغییر»، «آمار ناپارامتری»، «روند خطی»*

---

۱ - عضو هیأت علمی گروه جغرافیای دانشگاه زنجان

مقدمه

بـه دنـبال پدیـده‌ی گرم شدن زمین، الگوی بارش جهانی نیز تغییر خواهد کرد. اما از هـم اکـنون نمی‌توان چگونگی این تغییرات را به روشنی مشخص کرد. براساس سوابق موجود گمـان مـی‌رود تغییـر الگـوی بـارش، متأثر از تغییر در مقادیر تبخیر و دگرگونی الگوی گردش عمومـی جـوّ باشـد. بـه دنـبال تغییـر الگـوی عمومـی، برخی نواحی مرطوب‌تر و برخی دیگر خشـک‌تـر مـی‌شـوند. گذشـته از تغییـر مقـدار ریـزش‌هـای جـوی، زمان بارش و نوع آن نیز دستخوش دگرگونی می‌شود.

یکـی از مباحـث و زمیـنه‌هـای تحقیقاتی جالب توجّه محافل علمی، طی چند دهه‌ی اخـیر، بررسـی رفـتار بـارش در سطح محلّی، ناحیه‌ای، منطقه‌ای و جهانی بوده است. مطالعات بـی‌شـماری در مقـیاس‌های یاد شده در زمینه‌ی تغییرات بارش، انجام گرفته که حاکی از تغییر مقدار و رژیم بارش در برخی نقاط و ثبات آن در نقاط دیگر می‌باشد.

یکـی از روشـهای مطالعاتـی بـرای بررسـی تغییـرات بارندگی، بکارگیری تکنیکهای آمـاری اسـت. مطالعـه‌ی بارندگـی از دیدگـاه آمـاری، بویـژه از دهـه‌ی ۱۹۸۰ به بعد، به طور گسـترده‌ای مـورد توجـه بـوده اسـت. از جمله‌ی این مطالعات می‌توان به کارهای مک گیورک (۱۹۸۲)[1]، کامفـیو (۱۹۸٤)[2]، مولی و پارتا ساراتی (۱۹۸٤)، کاتزولیس (۱۹۸۷)[3]، کین و تریودی (۱۹۸۸)[4]، کـارل (۱۹۸۸)[5]، کاتزولـیس و کامبـتزلدیس (۱۹۸۹)[6]، کین و تکزیرا (۱۹۹۱)[7] اشاره نمود.

1- McGuirk (1982)
2- Camuffo (1984)
3- Katsoulis (1987)
4- Kane and Trivedi (1988)
5- Karl (1988)
6- Katsoulis And Kambetzldis (1989)
7- Kane and Teixeira (1991)

بـه پیشـنهاد سـازمان جهانـی هواشناسـی[1] (۱۹٦٦ و ۲۰۰۰) تحلیل روند غیرخطی بر داده‌هـای اقلیمـی (بـه‌خصـوص داده‌های غیرنرمال مانند بارش سالانه) برازش مناسب‌تری پیدا مـی‌کند. مثلاً اولانیران (۱۹۹۱)[2] با کاربرد روش‌های غیرخطی، فازهای خشک و مرطوب را در نـیجریه مشـخص نمـود. نصرالله و بالینگ (۱۹۹۳)[3] نیز براساس معنی‌دار بودن خود همبستگی منفـی، مرتـبه‌ی اوّل، پـی در پـی بودن ترسالی ـ خشکسالی را در شبه جزیره‌ی عربستان اثبات نموده‌اند.

بررسـی‌هـای آمـاری بـارش در ایـران، مدت کوتاهی است که مورد توجه واقع شده است. در این زمینه، عمده‌ترین تحقیقات درباره‌ی منشا بارندگی‌های ناحیه‌ی خزری به‌وسیله‌ی خلیلـی (۱۳٦۰) انجـام گرفت. کاویانی (۱۳۷۲) با توجه به رژیم بارندگی ایران و با استفاده از داده‌هـای بارندگـی در ۷۰ ایسـتگاه، نقشـه‌های همباران و تغییرپذیری بارندگی را تهیه و مورد تحلـیل قـرار داده اسـت. وی با استفاده از تحلیل‌های همبستگی، نوسانات شدید بارندگی را با مـیزان بارندگـی در ارتـباط مـی‌داند. علیجانی (۱۳۷٤) براساس تحلیل‌های «سینوپتیکی» منشاء بارندگی‌های ایران را با توجه به فراوانی‌های وقوع آنها مشخص نموده است. خلیلی (۱۳۷۵) با به‌کارگیری توابع چگالی احتمال بارش ۵ ایستگاه قدیمی ایران (اصفهان، بوشهر، تهران، جاسک و مشـهد) را مـورد تحلـیل قـرار داده اسـت. کمالـی (۱۳۷۵) روند بارندگی را در ایستگاه‌های مخـتلف ایـران مـورد توجـه قـرار داده و نشـان داده اسـت کـه طـی ده ساله‌ی اخیر به جز در حوضـه‌ی آبریز مرکزی و همدان در بقیه‌ی مناطق کشور، به‌خصوص بارندگی‌های کوتاه مدت، رونـدی افزایشـی داشـته اسـت. غـیور و مسـعودیان (۱۳۷۵) نـیز با کاربرد روش «گریکینگ» تغییرات زمانی ـ مکانی بارش را در کل کشور مورد توجه قرار داده‌اند.

بعـد از اواسـط دهـه‌ی ۱۳۷۰ بـه بارندگـی‌هـای مـنطقه‌ای ـ ناحیه‌ای در ایران توجه بیشـتری شـده اسـت و مطالعـات موردی در مقیاس‌های کوچک نیز توسعه یافته است. در این زمیـنه می‌توان به کار ذوالفقاری (۱۳۷۷) اشاره نمود. وی با استفاده از تحلیل آماری و براساس

1- World Meteorlogical Organization (WMO)
2- Olaniran (1991)
3- Nasrollah and Balling (1993)

تغییرات بارندگی، روش تحلیل خوشه‌ای را برای منطقه‌بندی غرب ایران به کار گرفته است. مقیمی (۱۳۷۸) نیز تغییرات بارش‌های ۳۰ ساله‌ی تهران را با استفاده از نمودارهای کنترل بررسی نموده است. «جهادی طرقی»(۱۳۷۸) بارش‌های ۵۰ ساله‌ی مشهد را با استفاده از روش‌های تحلیل «رگرسیونی» و هموارسازی مورد توجه قرار داده است. کاویانی و «عساکره»(۱۳۸۲) نیز تغییرات بلند مدت بارش سالانه‌ی اصفهان را طی ۱۰۳ سال براساس آزمون‌های ناپارامتری بررسی نموده‌اند. در این تحقیق ضمن ارائه‌ی یک روش مناسب، جهت بررسی داده‌های اقلیمی رفتار دراز مدت (روند) بارندگی شهر تبریز طی سال‌های ۱۹۶۸-۱۹۹۷ (۳۰ سال) در معرض توجه قرار گرفته است. هدف اصلی این نوشتار شناخت و تحلیل روند بارندگی‌های سالانه است. در این راستا چند فرض پیشنهادی، آزمایش شده است: در ابتدا به فرض نرمال بودن داده‌های بارندگی، روند چندجمله‌ای (خطی، سهمی و غیره) مورد آزمون قرار داده است. با توجه به نابهنجاری توزیع فراوانی مقادیر بارش، روش‌های غیرخطی (رتبه-ای) و روش‌های آمار ناپارامتری برای آزمون وجود روند به کار گرفته شده است.

۲- مواد و روش‌ها

کاربرد روش‌های آماری به منظور شناخت رفتار خطی و غیرخطی عناصر اقلیمی از بهترین روش‌های ارزیابی، روند درازمدت اقلیمی است. یکی از روش‌های ارزیابی رفتار خطی عناصر اقلیمی بررسی تابع روند خطی می‌باشد. با این حال برای داوری علمی می‌بایست معنی‌دار بودن آماری شیب خط، مورد بررسی قرار گیرد. سوال مطرح این است که آیا این شیب از نوع خطی و یا (به عنوان مثال) از نوع سهمی است؟ یکی از روش‌های پرکاربرد برای پاسخگویی به این سوال الگوسازی در خانواده‌ی چندجمله‌ای است خردمندنیا و عساکر ه (۱۳۸۰). در این الگوسازی مشخص می‌شود که کدام یک از الگوهای خانواده‌ی چندجمله‌ای (خطی، سهمی و یا الگویی دیگر) برازنده‌ترین الگو است. یک الگوی چندجمله‌ای درجه‌ی k به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 \quad + \beta_k t^k + e_t \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق Y_t متغیر پاسخ، βها فراسنج‌های مجهول و e_t باقیمانده‌ها هستند $(t=1,2, \ldots n)$ ـ در رگرسیون معمولی فرض می‌شود که e_tها دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی مستقل نرمال با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت (σ^2) هستند. الگوی خط و الگوی سهمی به ترتیب متناظر با $k=1$ و $k=2$ می‌باشند.

با وجود آنچه که گفته شد، برخی سری‌های اقلیمی از جمله بارش، به طور کلی از توزیع نرمال (بهنجار) تبعیت نمی‌کند(علیزاده ۱۳۶۷). در این صورت، می‌توان از آزمون‌های رتبه‌ای استفاده نمود (WMO 1966). این قبیل آزمون‌ها، بسیار زیاد بوده و هر یک توانایی‌ها و ضعف‌های خاص خود را دارد (به عنوان مثال به گلدسته و همکاران، ۱۳۷۷ مراجعه کنید). یکی از این آزمون‌ها به آزمون رتبه‌ای «اسپیرمن» معروف است که آزمودنی ساده بوده و نیاز به توزیع فراوانی نرمال یا خطی بودن رفتار داده‌ها نداشته و در برابر مقادیر «فرین»[1] (برای مثال داده‌هایی که کشیدگی[2] زیاد دارند مانند داده‌های بارندگی) و داده‌هایی که از رفتار خطی انحراف چشمگیری دارند بسیار قوی می‌باشد (WMO 2000).

کاربرد روش غیر عاملی اسپیرمن، برای تحلیل روند در داده‌های اقلیمی، به وسیله‌ی سازمان جهانی هواشناسی(۱۹۶۶)[3] پیشنهاد شده و در سطح وسیعی بکار گرفته شده است. در این شیوه، ابتدا اختلاف بین رتبه هر مقدار در سری (ki) و ترتیب آن در سری (i) را محاسبه می‌کنیم. تا (di) حاصل شود $(di=ki-i)$. سپس آماره‌ی اسپیرمن rs را از رابطه (۲) محاسبه می‌کنیم:

$$r_s = 1 - \frac{6\sum d_i^2}{n(n^2-1)} \qquad (۲)$$

1- Extreme Values
2- Skeweness
3- WMO (1966)

برای $N>S$ مقدار r به وسیله‌ی رابطه (۳) از لحاظ معنی‌داری تعریف می‌شود. این آماره دارای توزیع تقریبی t «استیودنت» با $n-2$ درجه آزادی است و به وسیله t دوطرفه ارزیابی می‌شود. با توجه به حدود بحرانی، فرض صفر (تصادفی بودن مقادیر) در ازای فرض مقابل (وجود روند در مقادیر) آزمون می‌گردد (سازمان جهانی هواشناسی ۱۹٦٦).

$$t_0 = r_s\sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}} \qquad (۳)$$

در این تحقیق مجموع سالانه‌ی میانگین ماهانه‌ی بارش در ایستگاه تبریز از سال ۱۹٦۸ لغایت سال ۱۹۹۷ (۳۰ سال) از سالنامه‌های هواشناسی کل کشور استخراج گردیده و پردازش شده است؛ سپس به منظور تحلیل روند براساس روش‌های یاد شده مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

۳- ویژگی‌های عمومی بارش تبریز

ویژگی‌های آماری بارش ایستگاه تبریز در جدول (۱) ارائه شده است. فراسنج‌های ارائه شده در این جدول شامل مقادیر مرکزی و مقیاس‌های پراکندگی طی دوره‌ی سی ساله می‌باشد:

جدول ۱: ویژگی‌های آماری بارش تبریز

فراسنج	ارزش	فراسنج	ارزش
دوره‌ی آماری	۱۹۹۷-۱۹٦۸	حداکثر	٤٧٦/۸
طول دوره (سال)	۳۰	دامنه	۳۲۸/۹
میانگین	۲۸۹/۱	کشیدگی	-۰/٤۲۱
واریانس	٦۳۲۹/۱۹	چولگی	۰/۳۲۸
انحراف معیار	۷۹/۵٦	مد	۱٤۷/۹
ضریب تغییرات ٪	۲۷/۵	میانه	۲۷۳/۲
حداقل	۱٤۷/۹		

مجموع سالانه‌ی میانگین بارش ماهانه در تبریز ۲۸۹/۱ میلی‌متر است. معمولاً ضریب تغییرات کم معرف پایداری، نظم و ثبات در وردایی و افت و خیزهای اقلیمی بوده، قابلیت اعتماد بویژه برای بارش بیشتر می‌شود. در حالی‌که ضریب تغییرات بالا معرّف ناپایداری و عدم اعتماد است. آشکار است که ضریب تغییرات بارش تبریز بسیار کم (۲۷/۵ درصد) است. اگر چه «میانه» و «میانگین» به یکدیگر نزدیک و تقریباً هم اندازه هستند، امّا «مد» از آن دو فاصله داشته، همانگونه که انتظار می‌رود، شکل توزیع فراوانی بارش متقارن نبوده، بر توزیع نرمال انطباق ندارد. گواه این ادعا را می‌توان در ضریب «چولگی»[1] یافت چرا که ضریب چولگی مثبت است. بنابراین شکل توزیع فراوانی تمایل به مقادیر پایین دارد. یعنی فراوانی مقادیر کم‌تر از میانگین، بیش از فراوانی‌های بالاتر از میانگین است. مشخصه‌ی «چولگی» برای بیان تخت یا مرتفع بودن منحنی توزیع به کار می‌رود. وقتی ضریب چولگی مثبت باشد، مقادیر فرین بالاتر از میانگین در داده‌ها، زیادتر از مقادیر فرین کمتر از میانگین، رخ داده، اگر چولگی به صفر نزدیک شود، حالت پخی در توزیع وجود خواهد داشت و چولگی در توزیع فراوانی داده‌ها وجود ندارد. منفی شدن چولگی ، گویای وجود نقاط پرت کمتر از میانگین، در داده-هاست که در شکل (۱) نیز به خوبی قابل مشاهده است.

بیشترین فراوانی‌های بارش در دامنه‌ی ۲٤۰ تا ۲۷۰ میلی‌متر رخ داده است که خود گواهی بر غیرنرمال بودن داده‌ها می‌باشد. چرا که در یک توزیع فراوانی نرمال نه تنها بیشترین فراوانی‌ها حول میانگین بارش خواهد بود بلکه میانگین، میانه و نما به یکدیگر نزدیک شده، در بهترین شرایط با یکدیگر انطباق پیدا می‌کنند. شکل (۱) مجموع سالانه‌ی میانگین‌های ماهانه‌ی بارش را نشان می‌دهد. همانگونه که دیده می‌شود، مؤلفه‌ی روند کاهشی مشهود است.

1- Kurtosis

٤- آزمون روند بارش

یک شکل از نمایش روند (T_r) به صورت $T_r \equiv \Delta a_n - a_1$ نوشته می‌شود. یعنی مقادیر ابتدایی سری را از مقادیر انتهایی کم می‌کنیم. روند نسبی نیز به صورت زیر قابل محاسبه است (WMO 1997):

$$RT = \frac{T_r}{a_1} \qquad (٤)$$

$$RT = \frac{T_r}{a_n} \qquad (٥)$$

$$RT = \frac{T_r}{a} \qquad (٦)$$

در روابط فوق:

a_1 = اولین مشاهده در داده‌ها

a_n = آخرین مشاهده در داده‌ها

$\bar{a}$ = میانگین مشاهدات

در حالت اول (رابطه ٤) روند نسبی در صورت رفتار کاهشی مقداری کمتر از میزان واقعی و به شرط وجود رفتار افزایشی، مقداری بیشتر از میزان واقعی را نشان می‌دهد. در حالت دوم (رابطه ٥) وضعیت برعکس است، در حالی که روش سوم (رابطه ٦) میانگینی از دو روش قبلی است و به نظر می‌رسد الگوی مناسب‌تری برای نمایش روند نسبی باشد.

براساس آمار موجود $\bar{a}, n_n, n_1$ به ترتیب ٤٧٦/٨، ١٩٣ و ٢٨٩/١ میلی‌متر است، بنابراین روند نسبی براساس فرمول‌های ٤ تا ٦ به ترتیب ٦٩/-، ١/٧٠٤- و ١/١٤- میلی‌متر می‌باشد. این مقادیر گویای وجود روند کاهشی در داده‌ها است. اعداد نیز مقادیر کاهش سالانه‌ی باران در تبریز را نشان می‌دهد. اما چنان‌که می‌دانیم این آزمون تنها برآوردی کلی از رفتار بارش را نشان می‌دهد. بنابراین وجود روند خطی، درجه‌ی ٢ و غیره جهت داوری علمی

مـورد آزمون قرار می‌گیرد. الگوی خط برازش شده به مجموع سالانه‌ی میانگین ماهانه‌ی بارش تبریز به صورت زیر است:

$$Y_t = 351.523 - 4.03t + e_t$$

$$(12.951)\ (-2.633)$$

با اضافه کردن متغیر توضیحی t^2 به مدل فوق، الگوی سهمی برازش داده شده زیر حاصل می‌شود:

$$Y_t = 379.539 \quad 9.279t + 0.169t^2 + e_t$$

$$(8.886) \qquad (-1.461) \qquad (0.852)$$

اعـدادی کـه در زیـر فراسـنج‌ها در داخل پارانتز نوشته شده‌اند، مقادیر t هستندکه برای آزمون معنـی‌دار نـبودن فراسنج‌ها به کار می‌روند. اگر قدر مطلق مقدار t بزرگتر یا مساوی ۱/۹۸ باشد ($|t|>1.98$) در سـطح معنـی‌دار تقریبـی ۰/۰۵؛ قضـاوت می‌کنیم که فراسنج متناظر آن به طور معنـی‌داری با صفر تفاوت دارد. در غیر این‌صورت، فراسنج متناظر را می‌توان تقریباً برابر صفر دانسـت و آن را از مدل حذف نمود. به این ترتیب با توجه به دو الگوی بالا، فرض صفر برای β_1 در الگـوی نخسـت؛ رد شده ولی برای β_2 ، β_1 در الگوی دوم پذیرفته شده است و الگوی دوم (سهمی) برای نمایش روند، مناسب نمی‌باشد با بررسی متغیرهای توضیحی t^3 ، t^4 و غیره نـیز نـتایج مشـابهی به دست می‌آید. الگوی برازش یافته از مدل خطی در شکل (۲) ارائه شده اسـت. براسـاس ایـن مدل، سالانه حدود ٤ میلی‌متر کاهش ریزش‌های جوّی در تبریز رخ داده اسـت و مجموعـاً طی ۳۰ سال اخیر ۱۲۰/۹ میلی‌متر کاهش بارندگی اتفاق افتاده است. ضریب همبسـتگی و ضـریب تعییـن این الگو به ترتیب برابر ۰/٤٤٤ و ۰/۱۹۸ حاصل شده است یعنی حـدود ۱۹/۸ درصـد از تغییـرات بارندگـی در دراز مدت را می‌توان از طریق، این مدل توجیه نمود.

از آنجـا که مقادیر بارندگی از توزیع نرمال و رفتار خطی تبعیت نمی‌کنند؛ می‌توان از آزمـون رتـبه‌ای اسـپیرمن نـیز بـرای بیان روند، استفاده نمود. براساس روش‌های ارائه شده در

بخش ۲ و فرمول‌های ۲ و ۳ میزان همبستگی رتبه‌ای بارش - زمان برای بارندگی تبریز - ۰/۳۹ حاصل شده است. میزان خطای برآورد شده برای این مقدار همبستگی، ۳/۳ درصد می‌باشد. میزان همبستگی حتی در سطح کمتر از ۹۵ درصد مورد اطمینان و قابل قبول می‌باشد. مقایسه‌ی این آماره با مقادیر نظری، پذیرش روند در داده‌ها را قابل اعتماد می‌سازد. بنابراین شواهد کافی برای پذیرش فرض صفر (تصادفی بودن مقادیر) وجود ندارد و با ضریب اعتماد بالایی می‌توان وجود این روند (فرضیه تحقیق) را پذیرفت.

نتیجه‌گیری

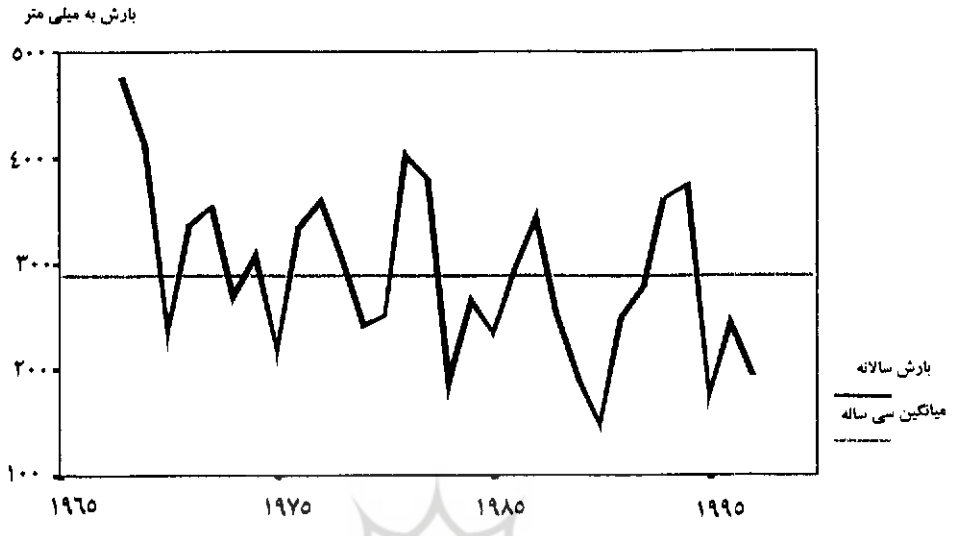
در این تحقیق به منظور شناخت و تحلیل روند در عناصر اقلیمی، چند روش عاملی و یک روش غیر عاملی را معرفی نموده و با استفاده از داده‌های ۳۰ ساله‌ی بارش تبریز، روش‌های فوق به کار گرفته شده است. در ابتدا با فرض نرمال بودن داده‌های بارندگی، روند چندجمله‌ای مورد آزمون قرار داده شده است. با توجه به نابهنجاری و غیرخطی بودن رفتار بارش، روش رتبه‌ای اسپیرمن برای بارندگی مورد آزمون واقع شده است. تمامی روش‌های بالا، وجود روند کاهشی را در بارش سالانه‌ی تبریز نشان می‌دهد. با این وجود کاربرد شیوه‌های غیرخطی، قادر به برآورد میزان تغییر (آن‌گونه که معادلات رگرسیون مثلاً براساس شیب خط می‌دهند) نمی‌باشند. همچنین اگرچه الگوهای رگرسیونی، در بیان چگونگی رفتار عناصر اقلیمی، ابزار مفیدی به حساب می‌آیند اما وجود چرخه‌ها و تموّج‌های مختلف در رفتار اقلیم، گویای نامناسب بودن الگوهای مزبور در برآورد و پیش‌بینی اقلیم آینده می‌باشد. چرا که این قبیل الگوها، رفتار عناصر اقلیمی را بدون توجه به چرخه‌ها در امتدادی ثابت و بعضاً نامعقول برآورد می‌نمایند. در حالی‌که چرخه‌های موجود در عناصر اقلیمی، گویای نوعی همبستگی بین ارقام متوالی اقلیم می‌باشند. از این رو الگوهایی ضرورت می‌یابند که با در نظر گرفتنِ مقادیر پیشین، رفتار عناصر اقلیمی را تعریف نمایند. این مهم از طریق مدل‌های خانواده‌ی ARIMA به بهترین وجهی حاصل می‌شود. مدل‌های ARIMA قادرند روندهای

قطعی[1] و تصادفی[2] را به خوبی نمایش دهند (وودوارد و گری، ۱۹۹۳ وودوارد و گری، ۱۹۹۵). برای آگاهی از بحثی مشابه به خردمندنیا و عساکره (۱۳۸۰) مراجعه شود.

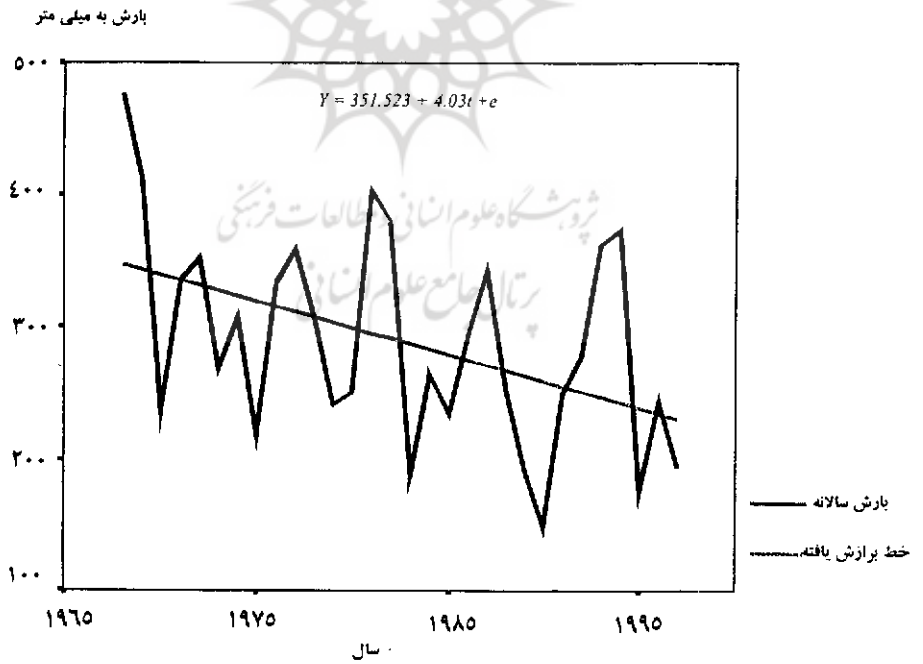
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Deterministic

2- Stochastic



شکل ۱- مجموع سالانه‌ی میانگین ماهانه‌ی بارش تبریز



شکل ۲- مقادیر برازش یافته‌ی و ایازی خطی بارش - زمان

منابع

۱- جهادی طرقی، م. (۱۳۷۸)، تعیین روند تغییرات دما و بارش شهر مشهد طی دوره‌ی آماری ۱۹۵۱-۱۹۹٤، ***فصلنامه تحقیقات جغرافیایی*** شماره ٥٤ و ٥٥.

۲- خردمندنیا، م. عساکره، ح. (۱۳۸۰)، الگوی‌سازی ARIMA برای متوسط درجه حرارت سالانه هوا در جاسک، مجموعه مقالات سومین سمینار احتمال و فرایندهای تصادفی دانشگاه اصفهان.

۳- خلیلی، ع. (۱۳٦۰). "منشأ بارندگی خزر"، ***نیوار***، نشریه‌ی هواشناسی کل کشور.

٤- خلیلی، ع. (۱۳۷٥)، "جستجوی شواهد آماری تغییر اقلیم بارندگی و توابع چگالی احتمال بارش‌های سالانه براساس داده‌های سده‌ای پنج ایستگاه قدیمی ایران"، اولین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم تهران ۱۳۷٥.

٥- ذوالفقاری، ح. (۱۳۷۷)، ***"تحلیلی بر بارش‌های بهاری غرب ایران"***، ***نیوار***، شماره ٤ زمستان ۱۳۷۷.

٦- علیجانی، ب. (۱۳۷٤)، "منابع رطوبت بارندگی ایران"، ***نشریه دانشکده ادبیات و علوم انسانی***، دانشگاه تربیت معلم تهران.

۷- علیزاده، ا. (۱۳٦۷)، "اصول هیدرولوژی کاربردی"، مشهد: انتشارات آستان قدس رضوی. ص ٤۲٤.

۸- غیور، ح. مسعودیان، ا. (۱۳۷٥)، "بررسی نظام تغییرات مجموع بارش سالانه در ایران زمین"، ***نیوار***، شماره ۲۹.

۹- کاویانی، م. ر. (۱۳۷۲)، "تحلیلی آماری از رژیم بارندگی ایران"، ***رشد آموزش جغرافیا***، شماره ۱۲.

۱۰- کاویانی، م. ر. عساکره، ح. (۱۳۸۲)، "بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان"، سومین کنفرانس منطقه‌ای و اولین کنفرانس ملی تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان.

۱۱- کمالی، غ. ع. (۱۳۷۵)، "تغییرات شدید بارندگی در نقاط مختلف کشور در ده سال اخیر"، اولین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم. تهران ۱۳۷۵.

۱۲- گلدسته، ا. آقا میر کریمی، س. خدارحمی، م. ترابی، م. اصغری، ر. (۱۳۷۷)، "راهنمای کاربران SPSS 6.0 For Windows" جلد دوم، تهران: مرکز فرهنگی انتشاراتی حامی.

۱۳- مقیمی، ا. (۱۳۷۸)، "تحلیل آماری رطوبت نسبی و بارندگی تهران در یک دوره سی ساله"، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ٥٤ و ٥٥.

14- Camuffo, Dario. (1984), Analysis of the series of precipitation at PADOVA, ITALY, ***Climatic Change,*** 6:57-77

15- Kane, R.P. and Trivedi (1988), Spectral characteristics of the annual rainfall series for northeast Brazil, ***Climatic Change,*** 13: 317-336.

16- Kane, R.P. and Teixeira (1991), Power spectrum analysis of the annual rainfall series for massachusetts (NE. U.S.A), ***Climatic Change,*** 18:89-94.

17- Karl, Thomas. R. (1988), Multi-year fluctuations of temperature and precipitation: The Gray area of climate change. ***Climatic Change,*** 12:179-197.

18- Katsoulis, Basil. D. (1987), Indications of change of climate from the analysis of air temperature time series in Athens, Greece, ***Climatic Change,*** 10:67-79.

19- Katsoulis, D. and Kambetzidis, H. D. (1989), Analysis of the long-term precipitation series at Athens, Greece. ***Climatic Change,*** 14:263-290.

20- McGuirk, J., P. (1982), A century of precipitation variability along the Pacific coast of orth America and its impact. ***Climatic Change,*** 4:41-56.

21- Mooly, D.A. and Parthasarathy, B. (1984), Fluctuation in all-India summer monsoon rainfall during 1871-1988, ***Climatic Change,*** 6:287-301.

22- Nasrollah, H.A and Balling, Jr. R.C. (1992), Analysis of recent climatic changes in the Arabian Peninsula region. ***Theoretical Applied Climatology,*** 53, 245-252.

23- Olaniran, J. O., (1991, Evidence of climatic change in Nigeria based on annual series of rainfall of different daily amounts, 1919-1985. ***Climatic Change,*** 19:319-341.

24- WMO. (1966), ***Climatic Change,*** Technical Note No 79.

25- WMO. (1997), ***Progress Reports to CCL on Statistical Methods,*** WCDMP-No 32. WMO/TD. No 834.

26- WMO. (2000), ***Detecting trend and other change in hydrological data.***

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی