

## بررسی ماهیت آشوبناکی بارش ماهانه شهر تبریز در شرایط تغییر اقلیم

رسول جانی<sup>۱</sup>، محمدعلی قربانی<sup>۲</sup>، ابوالفضل شمسایی<sup>۳</sup>

۱- دانشجوی دکتری عمران دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، soolni1979@yahoo.com

۲- دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه تبریز

۳- استاد دانشکده علوم پایه، واحد علوم تحقیقات تهران

تاریخ دریافت مقاله: ۹۱/۲/۲۵ تاریخ تصویب: ۹۲/۱/۱۹

### چکیده

افزایش روز افزون جمعیت، تغییر کاربری اراضی و توسعه فعالیتهای صنعتی از جمله عوامل بوجود آمدن تغییر اقلیم می باشد از اینرو مطالعه تاثیر این پدیده بر فرایندهای هیدرولوژیکی بویژه بارش، از مهمترین مسائل مرتبط با مهندسی آب بشمار می رود. در این تحقیق بارش ماهانه شهر تبریز در شرایط تاریخی و شرایط تغییر اقلیم با استفاده از مفاهیم نظریه آشوب بررسی شده است. به منظور برآورد زمان تاخیر و فضای حالت از روش تابع خود همبستگی و برای تخمین بعد آشوبی از روش بعد همبستگی استفاده گردید. بدین منظور دوره آماری سالهای ۱۹۷۱-۲۰۰۰ بعنوان دوره تاریخی و نتایج حاصل از مدل مولد LARS-WG تحت دو سناریو در سه دوره (۲۰۱۱-۲۰۴۶، ۲۰۳۰-۲۰۶۵ و ۲۰۸۰-۲۰۹۹) بعنوان دوره های آتی مد نظر قرار گرفت. نتایج نشان داد که داده های دوره تاریخی با داشتن بعد فراکتالی ۵/۹۶ از آشوب پذیری خوبی برخوردارند و داده های سناریو A2 در هر سه دوره با بعد فراکتال کمتر، دارای آشوب پذیری بهتری نسبت به داده های مشاهداتی هستند و این در حالی است که همه سری داده های سناریوی B1، کاملاً رفتار تصادفی را از خود نشان می دهند.

واژگان کلیدی: تغییر اقلیم، بارش، نظریه آشوب، تبریز، مدل LARS-WG

### مقدمه

هیدرولوژیکی و بویژه بارش نیاز است تا تحلیل فرایند بارش همزمان با اعمال تغییر اقلیم بررسی شود. در مورد تحلیل فرایند بارش از سوی محققین در دهه اخیر مطالعاتی صورت پذیرفته است. عباسی و بابائیان [۲]، در مطالعه ای با استفاده از داده های مولد مدل گردش عمومی جو و LARS-WG وضعیت خشکسالی استان خراسان را در سه دهه آینده بررسی

امروزه مساله تغییر اقلیم موجب برهم خوردن تعادل های هیدرولوژیکی و استراتژیهای مدیریتی شده است محققین و مدیران منابع آب انتظار چنین تاثیر شدید تغییر اقلیم بر پارامترهای هیدرولوژی را تصور نمی کردند بهمین خاطر نمی توان روند تغییرات داده های مشاهداتی را به آینده نسبت داد فلذا برای رسیدن به فرایند واقع بینانه تغییرات آتی پارامترهای

CLIGEN برای میانگین روزانه خطای ۲/۳ درصدی دارد و برای دوره بازگشتهای طولانی مدت مناسب نیست سیواکومار [17].

دینامیک بارش حوزه رودخانه لیف می سی سی پی را برای چهار گام زمانی مختلف با نظریه آشوب بررسی نموده و به این نتیجه رسیده که داده ها با ضریب تغییرات بالا دارای بعد همبستگی کمتری هستند و بالعکس. مین سو یانگ [11]، نشان داد داده های بارش و رواناب حوضه پنی سولا در کره با بعد فراکتالی مناسب از آشوبناکی خوبی برخوردارند. با توجه به اهمیت مطالعه بارش و قابلیت نظریه آشوب در تحلیل و پیش بینی این پارامتر، کلان شهر تبریز بعنوان مطالعه موردی انتخاب گردیده است و هدف از این تحقیق آگاهی از فرایند بارش در زمانهای آتی با اعمال تغییر اقلیم می باشد.

#### مواد و روشها

##### مدل لارس (Lars-WG)

مدل یا همان نرم افزار لارس یک مولد آب و هوایی بر پایه روش سری ها است که می تواند به منظور شبیه سازی داده های هواشناسی در یک ایستگاه منفرد تحت شرایط اقلیمی فعلی و آتی استفاده شود. مدل لارس از یک توزیع نیمه تجربی برای تقریب توزیع های احتمالاتی سری های خشک و مرطوب، بارش روزانه، دماهای مینیمم و ماکزیمم و تابش خورشیدی استفاده می کند. توزیع نیمه تجربی به مثابه تابع توزیع احتمال تجمعی تعریف می شود برای هر متغیر اقلیمی  $v_i$  مقدار متغیر اقلیمی  $V_i$  متناظر با احتمال  $P_i$  از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$V_i = \min\{v : P(v_{obs} \leq v) \geq p_i\} \quad i = 0, \dots, l \quad (1)$$

و به افزایش ۴ درصدی بارش دست یافتند. هادیزاده و همکاران، با استفاده از مدل ریزمقیاس آماری لارس بارش دوره ۲۰۲۴-۲۰۱۱ ایستگاه بیرجند را تحت سناریوی A1 پیش بینی نموده که نتایج حاکی از افزایش بارش سالانه به میزان ۷/۳ میلی متر بوده و بارش دوره بهاره نسبت به دوره پایه افزایش و بارش زمستانه نسبت به دوره بهاره کاهش پیدا می کند. مساح و همکاران [۴]، دو روش زمین آماری کریچینگ و وزن دهی عکس فاصله را برای ریزمقیاس نمودن متوسط ماهانه دما و بارندگی حوضه آبریز زاینده رود مورد استفاده قرار داده و در نهایت روش وزن دهی عکس فاصله با ۸ سلول مناسب تشخیص داده شده است و در همه فصل ها دوره میانگین دما نسبت به دوره پایه افزایش می یابد و این در حالیست که بارندگی هر دو مقدار افزایش و کاهش را برای دوره های آتی نشان می دهد. صلاحی و همکاران [۱]، نشان دادند بین بارش سالانه ایستگاههای تبریز، جلفا و اهر با شاخص نوسانات اطلس شمالی همبستگی منفی ضعیف و معنی داری به ویژه در ترسالی و خشکسالی فراگیر وجود دارد. کارآموز و همکاران [9] پیش بینی بارش طولانی مدت را با بکار بردن ریزمقیاسی آماری و شبکه عصبی مصنوعی انجام داده و نتایج حاکی از کارآمد بودن مدل ریزمقیاس آماری SDSM نسبت به شبکه عصبی می باشد. هاشمی دو مدل LARS-WG و SDSM را مقایسه نمودند که هر دو مدل قابلیت یکسانی از خود نشان داده اند. یانگ می مین و همکاران. مدل CLIGEN را برای بارش روزانه مورد ارزیابی قرار داده و آزمون های T, F, K-S برای ارزیابی بکار گرفتند و نتایج حاکی از اینست که مدل

کنند و یا به عبارتی در هر بی‌نظمی، نظمی نهفته است. در کل خاصیت های همچون ناپایداری، رفتار غیرپریودیک، حساس به شرایط اولیه، قطعی و غیر خطی بودن، در کنار همدیگر یک سیستم آشوبناک را تعریف می‌کنند. فضای حالت، ابزاری سودمند برای مطالعه سیستم های دینامیک می‌باشد. مطابق این مفهوم، یک سیستم دینامیک می‌تواند توسط یک نمودار فضای حالت توصیف شود. هر سیستم دینامیکی شامل معادلات دیفرانسیل با مشتقات جزئی است. جهت تعیین این معادلات و نوع آنها پارامترهای بعد محاط و زمان تأخیر باید تعیین شوند. نمودار فضای حالت بیانگر تغییر سیستم از لحظه اولیه بوده و لذا نشانگر تاریخچه سیستم می‌باشد. بعد محاط، معادل خروجی های قابل مشاهده سیستم تعریف می‌شود ولی در اکثر موارد، ضروری است که فضای محاط با سری های زمانی استخراج شود. تکنیک متداولی که توسط تاکن [19] ارائه شده از روش تأخیر برای نگاشتن یک سری زمانی واحد در یک فضای  $d_e$  بعدی استفاده می‌کند. روش تاکن به این صورت است که یک شبکه ای به طول  $m$  را از روی سری زمانی عبور می‌دهد و یک ماتریس با تعداد سطریهایی برابر  $m$  تشکیل می‌یابد، برای سری زمانی:

$$x(t) = (x_0, x_1, x_2, x_3, \dots, x_i, \dots) \quad (2)$$

ماتریس برای باز سازی خط سیر اینگونه است:

$$X = \begin{pmatrix} x_0 & x_1 & x_2 & \dots & x_{m-1} \\ x_1 & x_2 & x_3 & \dots & x_m \\ x_2 & x_3 & x_4 & \dots & x_{m+1} \\ \vdots & & & & \end{pmatrix} \quad (3)$$

که در آن  $P$  معرف احتمال بدست آمده از داده های مشاهداتی یا  $v_{obs}$  است. برای هر متغیر اقلیمی دو مقدار  $P_0$  و  $P_n$  به ترتیب برابر ۰ و ۱ با مقادیر متناظر  $V_o = \min\{v_{obs}\}$ ,  $V_n = \max\{v_{obs}\}$  ثابت می‌باشند [20]. در این تحقیق از مدل جفت شده جوی-اقیانوسی HadCM3 استفاده می‌شود که داده های این مدل از سال ۱۹۶۱ تا ۲۱۰۰ موجود بوده و تمام آنها نسبت به میانگین و انحراف معیار داده های بین سالهای ۱۹۶۱-۱۹۹۰ نرمال شده اند [18]. بعد از باز تولید داده ها از خروجی های مدل اقلیمی HADCM3، پیش بینی ها در سه دوره زمانی (۲۰۱۱-۲۰۳۹، ۲۰۴۶-۲۰۶۵ و ۲۰۸۰-۲۰۹۹) براساس دو سناریوی انتشار B1, A2 انجام شده است. سناریو A2 جهانی را با رشد اقتصادی بسیار سریع متصور می‌کند که در اواسط قرن ۲۱ جمعیت جهانی به اوج می‌رسد و همچنین فناوری های جدید و کارآمدتر به سرعت ظهور خواهند یافت.

سناریوی B1 نیز معرف جهانی متقارن و همگراست که وضعیت جمعیتی آن مشابه با سناریو A2 می‌باشد با این تفاوت که تأکید در این سناریو بیشتر بر استفاده از انرژی های پاک، پایداری محیط زیست و اقتصاد در سطح جهانی است [15].

### نظریه آشوب

در چند دهه اخیر، تحولی عظیم در شیوه درک و بیان پدیده ها، توسط محققین صورت گرفته، که در سالیان گذشته، تبیین های خود را در قالب های منظم و مشخص ارائه می‌دادند. نظریه آشوب به مطالعه سیستم هایی می‌پردازد که به نظر می‌رسد رفتار تصادفی داشته باشند اما از نظم خاصی تبعیت می‌کنند.

کاذب بعنوان بعد محاط منتخب لحاظ می گردد. پس از بازسازی فضای حالت، آشوب پذیری داده مورد بررسی قرار می گیرد که این امر می تواند با استفاده از روشهای آشوب پذیری همانند بعد همبستگی، بزرگترین نمای لیاپونوف و روش آنتروپی کلموگراف انجام پذیرد.

همچنین بعد همبستگی مؤثرترین شیوه کاربردی برای تعریف بعد فرکتالی و آشوبناکی می باشد. برای فضای حالت  $m$  بعدی، تابع همبستگی  $C(r)$  بصورت زیر تعریف می شود.

(۶)

$$C(r) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{2}{N(N-1)} \sum_{1 \leq i < j \leq N} H(r - |Y_i - Y_j|)$$

که در آن  $H$ ، یک تابع هویساید پله ای با  $u > 0$  بر  $H(u)=1$  و  $u \leq 0$  بر  $H(u)=0$  بوده و  $N$  تعداد نقاط در فضای مزبور،  $r$  شعاع کره ساخته شده به مرکز  $Y_i$  یا  $Y_j$  می باشد. برای مقادیر مثبت  $r$ ، تابع همبستگی  $C(r)$  با رابطه زیر به  $r$  مرتبط می شود:

$$v = \lim_{r \rightarrow 0} \frac{\log C(r)}{\log(r)} \quad (۷)$$

$$C(r) \underset{\substack{r \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}}{\approx} ar^v \quad (۸)$$

که در این رابطه  $a$ ، یک ضریب ثابت بوده و  $v$  بعد همبستگی می باشد. با استفاده از رسم  $v$  در مقابل  $m$ ، برای فرایندهای تصادفی  $v$  بدون رسیدن به یک مقدار اشباع با افزایش  $m$  بطور صعودی تغییر می کند در حالیکه برای فرایندهای جبری مقدار  $v$  بعد از یک  $m$  معین اشباع می شود. مقدار اشباع، بعد فرکتالی سری زمانی است [۸ و ۱۰].

برای سری های زمانی اسکالر که  $t = 1, 2, 3, \dots$  فضای حالت می تواند با استفاده از تأخیرها ایجاد شود. ایده اساسی درباره نحوه انتخاب زمان تأخیر آنست که ارزیابی هر متغیر مجزای سیستم توسط متغیرهای دیگر سیستم تعیین می شود که دارای اثر متقابل می باشند. بنابراین اطلاعات هر متغیر وابسته در تاریخچه هر متغیر مستقل دیگر سیستم وجود خواهد داشت. بر مبنای چنین معادل سازی، فضای حالت می تواند با استفاده از المان  $x_t$  سری های زمانی ایجاد شود و تأخیر آن مطابق با سری های زمانی جدید خواهد بود.

$$Y_t = \{x_t, x_{t-\tau}, x_{t-2\tau}, \dots, x_{t-(m-1)\tau}\} \quad (۹)$$

که در آن  $\tau$  زمان تأخیر و  $m$  بعد محاط را نشان می دهد. بنابراین جهت محاسبه فضای حالت، نخستین مرحله تخمین پارامترهای زمان تأخیر ( $\tau$ ) و بعد محاط شدگی ( $m$ ) می باشد. برای تقریب زمان تأخیر ( $\tau$ ) می توان از روش تابع خودهمبستگی (ACF) استفاده نمود. جائیکه اولین مقدار ACF به صفر یا مقدار کوچکی می رسد برابر زمان تأخیر می باشد. تابع خودهمبستگی در زمان تأخیر  $\tau$  به صورت زیر تعریف می شود:

$$\rho_\tau = \frac{E[(x_t - \mu)(x_{t+\tau} - \mu)]}{\sqrt{E[(x_t - \mu)^2]E[(x_{t+\tau} - \mu)^2]}} \quad (۱۰)$$

رفتار تابع خودهمبستگی  $\rho_\tau$  به عنوان تابعی از  $\tau$  نشان دهنده دینامیک فرایند کنترل کننده سری زمانی است متداول ترین روش تعیین بعد محاط ( $m$ ) از سری های زمانی آشوبی، روش شمارش نزدیک ترین همسایه های کاذب (FNN) می باشد. بعد محاط به ازاء اولین مقدار می نیمم نسبی نزدیکترین همسایگی

### بحث

باز تولید داده های اقلیمی بر اساس سناریوهای B1 و A2 مراحل انجام کار با مدل لارس قابل تقسیم به دو دسته جداگانه است.

اول (تجزیه و تحلیل) به مرحله واسنجی یاد می شود، در این مرحله آزمونهای آماری جهت ارزیابی قابلیت مدل، بکار گرفته می شود. آزمون های آماری شامل، آزمون کولموگروف - اسمیرنوف (KS) جهت مقایسه توزیع های احتمالاتی، آزمون t برای مقایسه های میانگین و آزمون F به منظور مقایسه های انحراف استاندارد می باشند [۱۴ و ۱۵].

جداول ۲، ۳ و ۴ به ترتیب مقادیر این آماره ها و احتمال مربوط آنها را نشان می دهند.

شهر تبریز مرکز استان آذربایجان شرقی در  $36^{\circ}36'$  تا  $38^{\circ}$  عرض شمالی و  $48^{\circ}10'$  طول شرقی با ارتفاع متوسط ۱۳۵۰ متر از سطح دریا قرار دارد.

منشاء اصلی بارندگی های منطقه را می توان سیستم باران زایی دانست که به تناوب از اوایل پائیز تا اواسط بهار منطقه را تحت تاثیر قرار می دهد رژیم بارندگی تبریز تقریباً "مدیترانه ای" باشد بر اساس آمار ارایه شده توسط ایستگاه سینوپتیک حداکثر میزان بارندگی سالانه  $412/8$  میلی متر و متوسط آن  $213/2$  میلی متر می باشد داده های بارش، تابش و دمای روزانه سالهای ۱۹۷۱-۲۰۰۰ ایستگاه سینوپتیک شهر تبریز بعنوان داده پایه انتخاب گردیده است.

خصوصیات آماری داده های روزانه و ماهانه بارش مورد استفاده مطابق جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱- ویژگی آماری سری داده های [۳] روزانه و ماهانه بارش دوره پایه (۱۹۷۱-۲۰۰۰)

روزانه	ماهانه	خصوصیات آماری
۱۰۹۵۸	۳۶۵	تعداد داده
۰/۷۴۸	۲۲/۴۲	میانگین (میلی متر)
۲/۵۶	۲۱/۵۱	انحراف معیار (میلی متر)
۳/۴۲	۰/۹۶	ضریب تغییرات
۶۳	۱۳۴/۶	حداکثر (میلی متر)
۰/۰	۰/۰	حداقل (میلی متر)
۶/۵۸	۱/۶۲۸	چولگی

جدول ۲- نتایج آزمون کلموگروف اسمیرنوف (KS) برای توزیع بارندگی روزانه مشاهده و تولید شده بوسیله LARS-WG

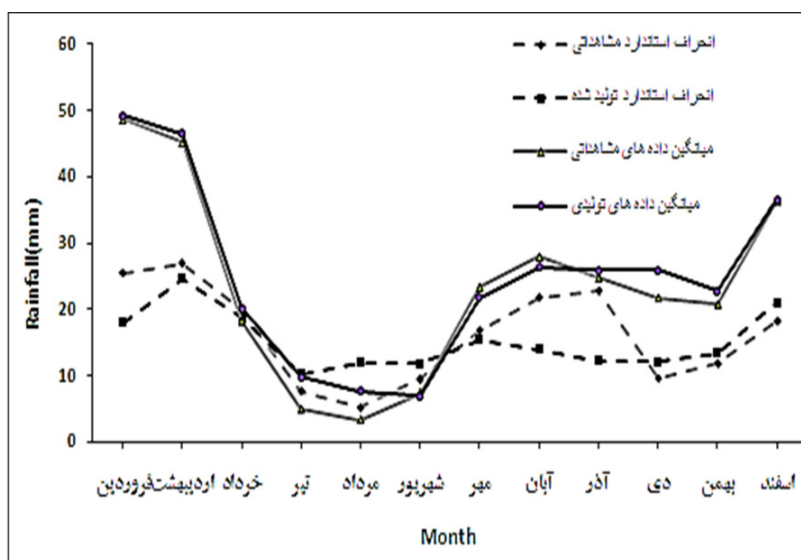
ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
KS	0.025	0.046	0.135	0.137	0.124	0.296	0.056	0.075	0.040	0.049	0.030	0.050
احتمال	1	1	0.976	0.973	0.990	0.221	1	1	1	1	1	1

جدول ۳- مقایسه مقادیر میانگین داده های بارندگی ماهانه مشاهده و تولید شده بوسیله LARS-WG

ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
میانگین مشاهده شده	48.68	45.23	18.23	4.93	3.30	7.41	23.38	27.93	24.77	21.73	20.77	36.42
میانگین تولید شده	49.20	46.43	20.16	9.78	7.70	6.92	21.70	26.38	25.97	25.88	22.78	36.60
t	-0.349	-0.15	-0.436	-1.688	-1.699	0.201	0.275	0.403	-0.239	-1.09	-0.6	0.01
احتمال	0.728	0.88	0.665	0.097	0.095	0.842	0.784	0.688	0.812	0.28	0.55	0.99

جدول ۴- مقایسه مقادیر انحراف استاندارد داده های بارندگی ماهانه مشاهده شده و تولید شده بوسیله LARS-WG

ماه	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
انحراف استاندارد مشاهداتی	25.41	26.89	20.09	7.74	5.23	9.54	16.85	21.73	22.76	9.64	11.89	18.23
انحراف استاندارد تولید شده	17.99	24.65	18.70	10.20	11.96	11.80	15.47	13.94	12.23	12.15	13.49	21.02
F	2.017	1.049	1.305	1.847	4.417	1.532	1.732	1.853	3.988	1.12	1.21	1.07
احتمال	0.064	0.897	0.478	0.104	0	0.256	0.145	0.102	0	0.76	0.61	0.85



شکل ۱- نمودار مقادیر میانگین مشاهده و تولید شده بارندگی در ایستگاه تبریز در دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۰

که نمودار سمت چپ مربوط به داده های دوره  $T_0$  و نمودار سمت راست متعلق به سناریو داده های دوره های آتی می باشد. مقادیر متناظر با اضلاع پایین و بالا و خط واقع درون این جعبه های مستطیلی به ترتیب بیانگر مقادیر چارک اول و سوم و میانه و مقادیر انتهایی خطوط متصل به هر جعبه معرف مقادیر مینیمم و ماکزیمم در آن ماه می باشد. همچنین موقعیت میانگین نیز از طریق یک نقطه سیاه رنگ بر روی این نمودارها به نمایش در آمده است.

### سناریوی B1

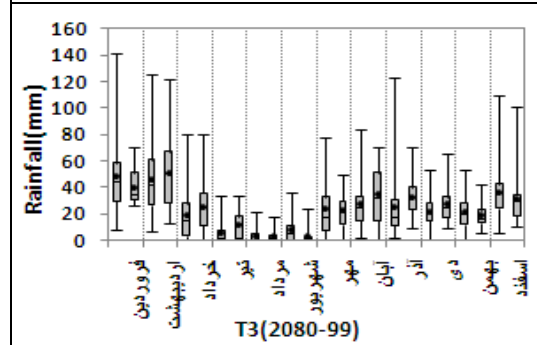
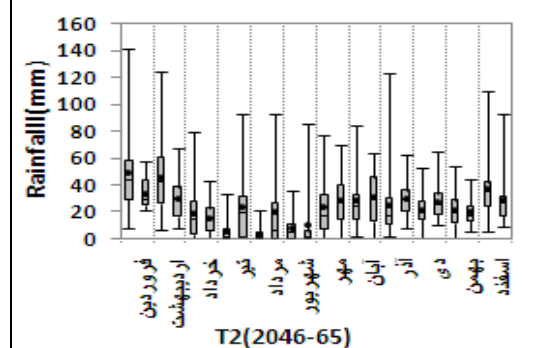
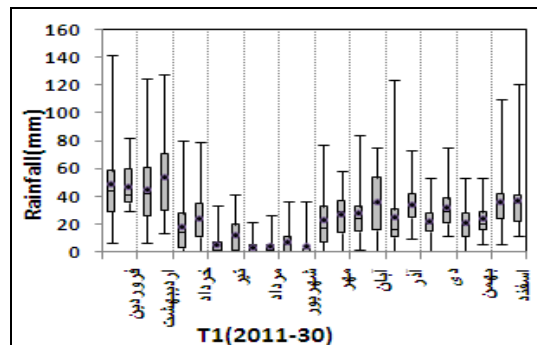
دوره اول ( $T_1$ ): در شکل (۲-الف) با مقایسه جفت نمودارها برای ماه های مختلف مشاهده می گردد که بارش های دوره  $T_1$  نسبت به دوره پایه ( $T_0$ ) در اغلب ماه ها افزایش یافته به نحوی که مجموع متوسط این افزایش ها در سه ماه اسفند، فروردین، اردیبهشت و در کل سال به ترتیب  $5/3$  و  $19/2$  درصد می باشد. تنها دو ماه فروردین و شهریور کاهش بارش را نشان می دهند. بیشترین افزایش متوسط بارندگی مربوط به ماه تیر با  $156$  درصد و بیشترین کاهش مربوط به ماه شهریور با  $40$ - درصد است.

دوره دوم  $T_2$ : در این دوره کاهش بارش در بیشتر ماههای سال دیده می شود. مجموع بارش های سه ماه اسفند، فروردین و اردیبهشت به طور متوسط نسبت به مقدار نظیر دوره  $T_0$  افت محسوس  $30$ - درصدی دارد، به نحوی که افت جعبه های سمت راست نسبت به جعبه های سمت چپ مؤید این مسئله است. اما هنوز در این دوره نیز مجموع بارش سالانه نسبت به دوره مبنا افزایش  $5/2$  درصدی داشته است. در این دوره نیز بیشترین افزایش مربوط به ماه

هر یک از آزمون ها، یک آماره و احتمال مربوط به آنرا که نشانگر احتمال یکسان بودن دو توزیع داده مشاهداتی و تولید شده است، محاسبه می کنند. اگر مقدار این احتمال خیلی کوچک و کمتر از سطح معنی داری (که عموماً برابر  $0/01$  یا  $0/05$  در نظر گرفته می شود) باشد، یکسان بودن اقلیم شبیه سازی شده تولیدی و اقلیم واقعی غیر محتمل خواهد بود. لذا همانگونه که از مقادیر احتمال جداول فوق معلوم است مدل لارس توانایی لازم در تولید توزیع روزانه بارندگی در ماه های مختلف و مقادیر میانگین داده های ماهانه را دارد. همچنین تولید مقادیر انحراف معیار (یعنی نحوه توزیع داده ها حول مقادیر میانگین) بجز دو ماه مرداد و آذر در سطح احتمال  $5$  درصد قابل قبول می باشد. ماه مرداد در فصل تابستان کمترین بارش های تبریز را دارد لذا به لحاظ پیش بینی از اهمیت بالایی برخوردار نیست. شکل (۱) نیز صحت مطلب را نشان می دهد. نمودارهای مربوط به مقادیر بارش مشاهداتی و تولید شده بوسیله مدل در تمامی ماه ها تطابق خوبی دارند و این تطابق در ماه های پر باران بهتر از ماه های کم باران است. پس از اینکه توانایی مدل لارس از نتایج قسمت قبل معلوم گردید، وارد گام دوم (تولید) شده و از آن طریق سناریوهای اقلیمی آتی با تولید داده های روزانه در دوره های آتی تولید می گردد. شکل (۲) به ترتیب با استفاده از نمودارهای جعبه ای به ارائه داده های تولید شده تحت سناریوهای انتشار  $B1, A2$  در سه دوره آتی  $2030-2065$ ،  $2011-2046$  و  $2099-2080$  (که از این به بعد با  $T_1$ ،  $T_2$  و  $T_3$  نمایش می شوند) و مقایسه آنها با داده های دوره پایه ( $T_0$ ) می پردازد. برای هر ماه یک جفت نمودار جعبه ای وجود دارد

تیر با ۳۷۱ درصد و بیشترین کاهش مربوط به ماه اردیبهشت با ۳۵- درصد است.

### سناریوی B1



شکل ۲- الف) سناریو های اقلیمی ریزمقیاس تحت سناریوی انتشار B1 در سه دوره (T1, T2, T3) و مقایسه آنها با دوره T0

دوره سوم T<sub>3</sub>: کاهش بارش در ماه های بهمن، اسفند، فروردین و شهریور مشهود بوده و بیشترین کاهش نیز مربوط به ماه شهریور به میزان ۶۱- درصد می باشد. با وجود افزایش میانگین بارش ماه اردیبهشت، مجموع بارش های میانگین در سه ماه اسفند، فروردین و اردیبهشت کاهش ۶/۸- درصدی را نشان می دهد. این در حالی است که مشابه با دوره T<sub>2</sub>، در دوره T<sub>3</sub> نیز مجموع بارش سالانه نه تنها افت نداشته بلکه به میزان ۵/۳ درصد افزایش دارد.

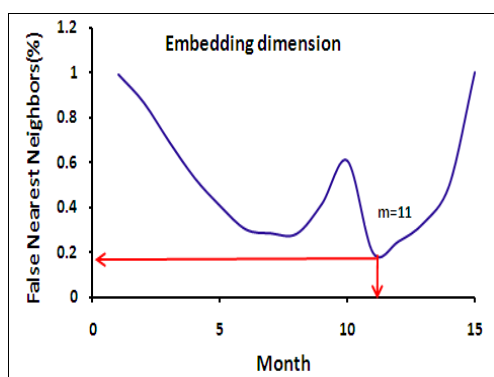
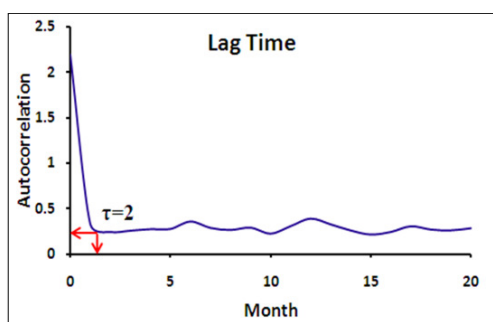
### سناریوی A2

دوره اول (T<sub>1</sub>): شکل (۲-ب) بیانگر افت متوسط بارش های سه ماه اسفند، فروردین و اردیبهشت است آنچنانکه مجموع بارش این سه ماه در مقایسه با دوره T<sub>0</sub> کاهش ۶/۶- درصد دارد. مقایسه این دوره با دوره مشابه از سناریو انتشار B1 (۵/۳)، تاثیر سناریوهای مختلف بر میزان بارندگی را در سه ماه پربارش تبریز نشان می دهد. با توجه به وضعیت نمودارهای جعبه ای در اغلب ماه ها خصوصا ماه های بین بهمن تا خرداد افت میزان بارندگی در صورت وقوع شرایط حاکم بر سناریو انتشار A2 در دوره آتی T<sub>3</sub> در تبریز بسیار محتمل می باشد. در حقیقت دوره T<sub>3</sub>، تحت سناریو انتشار A2 در مقایسه با پنج مورد دیگر تحت بررسی افت بارش مشهود تری داشته است، آنگونه که مجموع مقادیر میانگین ماهانه بارندگی در این دوره نسبت به دوره مبنا ۳۰/۳- کاهش را نشان می دهد. این میزان کاهش معادل با ۸۵/۶ میلی متر در سال می باشد که میزان قابل توجهی است.



## آشوب پذیری (زمان تاخیر، بعد محاط و بعد همبستگی)

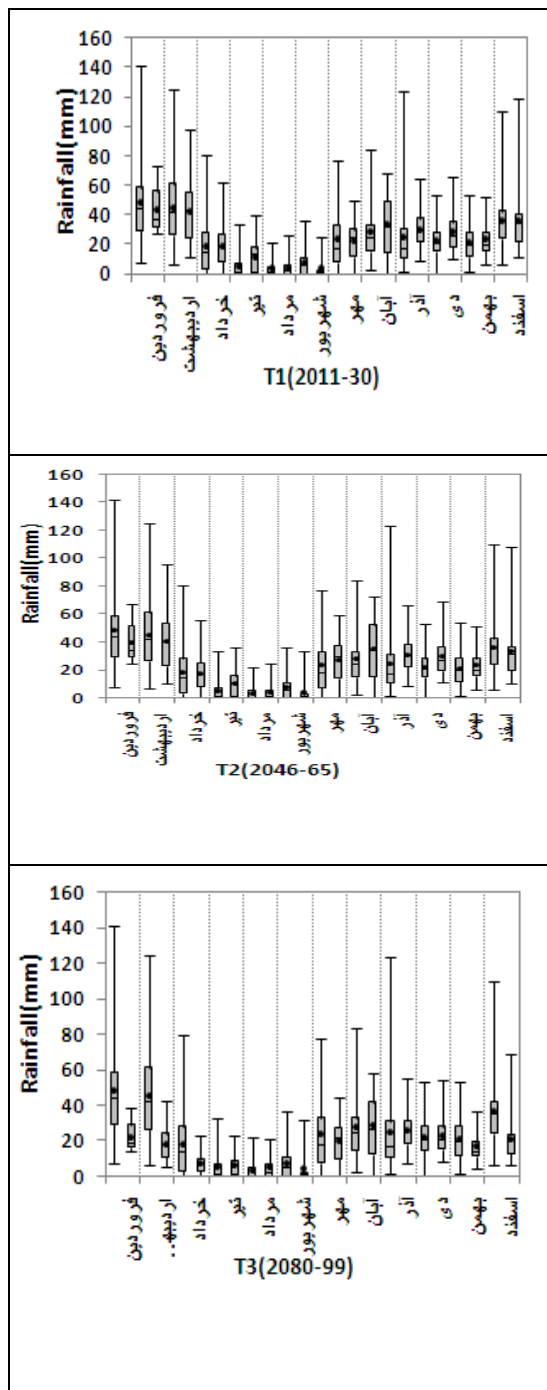
شکل (۳) زمان تاخیر (Lag Time) در برابر تابع خود همبستگی (Autocorrelation) و بعد محاط (Embedding dimension) را برای داده های مشاهداتی نشان می دهد زمان تاخیر و بعد محاط برای داده های مشاهداتی به ترتیب ۲ و ۱۱ ماه می باشد.



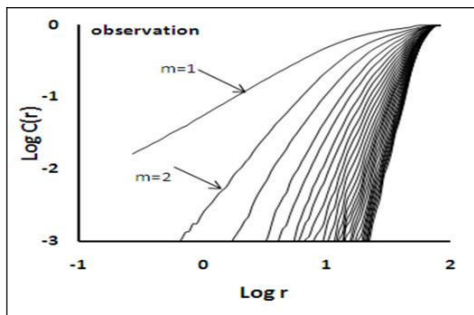
شکل ۳- زمان تاخیر و بعد محاط برای تابع خود همبستگی داده های مشاهداتی

زمان تاخیر های مکانیسم فیزیکی واقعی در دینامیک بارش را بیان می کند که واقعا "ناشناخته هست به این ترتیب آنها یک پیوستگی فیزیکی سالانه را منعکس می کنند. تاخیرهای معنی دار و معقول در تابع های همبستگی تداوم زمانی را تعیین می کنند که شاید به مقیاس یا رفتار فراکتال فرایند بارش ربط

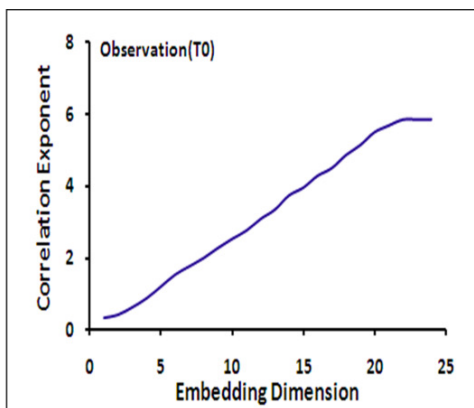
## سناریوی A2



شکل ۲- ب) سناریو های اقلیمی ریزمقیاس تحت سناریوی انتشار A2 در سه دوره (T1, T2, T3) و مقایسه آنها با دوره T0



شکل ۴-الف) نمودار مربوط به ارتباط میان تابع همبستگی  $C(r)$  و شعاع  $r$  با افزایش  $m$



شکل ۴-ب) نمودار تغییرات بعد همبستگی با افزایش بعد محاط برای داده های مشاهداتی

جهت تعیین بعد همبستگی (Correlation Exponent) و بررسی آشوب پذیری داده ها، مقادیر شیب منحنی ها با نتایج در شکل (۴-ب) ارائه شده است. در این شکل مقادیر شیب یا همان بعد همبستگی به ازای مقادیر مختلف بعد محاط در دو فاصله ذکر شده نشان داده است. بعد همبستگی در برابر بعد محاط شروع به اشباع شدن می نماید. اندازه اشباع، مقدار تثبیت بعد همبستگی را نشان می دهد که این مقدار برای داده های مشاهداتی ۵/۹۶ می باشد که نشان از دینامیک غیرخطی آشوبناک دارد. استفاده از روش حداقل مربعات در فاصله ۱/۲۵ تا ۱/۷۵ از  $\log(r)$  و نیز به ازای تمامی مقادیر  $r$  در فاصله صفر تا ۱- از

داشته باشد. تابع خود همبستگی بصورت تصادفی نوسان دارد. با انجام مراحل فوق، زمان تاخیر و بعد محاط دو سناریوی A2, B1 مطابق جدول (۵) خلاصه می شود. بعد محاط تعداد متغیرهای حاکم بر حل معادله و زمان تاخیر وابستگی زمانی داده ها را نسبت به زمان های قبلی نشان می دهد بنابراین هرچقدر زمان تاخیر بیشتر و بعد محاط کمتر شود وضعیت برای آشوب پذیری بهتر خواهد بود از اینرو مطابق جدول (۵) از میان سری داده های مورد بحث، دوره اول سناریوی A2 از آشوب پذیری خوبی برخوردار خواهد بود.

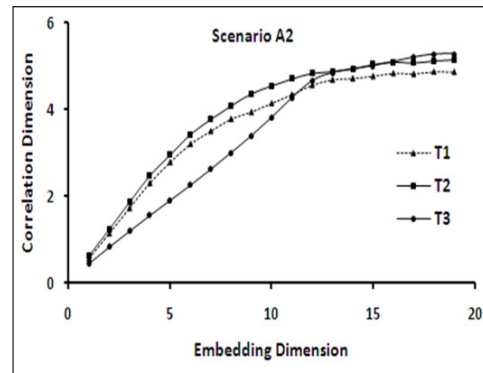
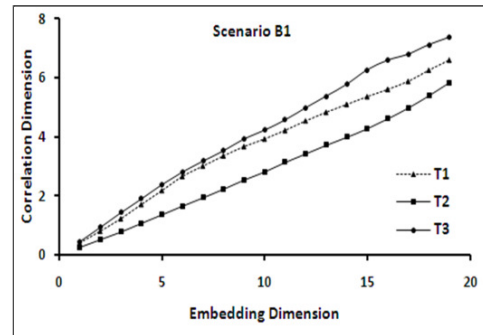
جدول ۵- زمان تاخیر و بعد محاط سه دوره آتی

T3		T2		T1		دوره های آتی
A2	B1	A2	B1	A2	B1	سناریوها
۱	۲	۲	۱	۳	۲	زمان تاخیر (ماه)
۷	۷	۵	۸	۴	۹	بعد محاط (ماه)

شکل (۴-الف)، نمودار تغییرات نسبت  $\log C(r)$  در مقابل  $\log(r)$  داده های مشاهداتی را نشان می دهد. به دلیل وجود نویز در داده ها به ازای مقادیر کوچک  $\log(r)$  نوساناتی در نمودار مشاهده می شود [6]، اما بخش مسطحی در محدوده  $\log(r)$  بین مقادیر ۱/۲۵ تا ۱/۷۵ در داده های مشاهداتی دیده می شود که در آن نسبت  $\log C(r)/\log(r)$  به مقدار ثابتی می رسد و ناحیه مقیاس گذاری را می توان در این محدوده انتخاب نمود.

میزان بعد همبستگی هر سه دوره تقریباً "اطراف عدد ۵ است یعنی تعداد متغیر حاکم در این سناریو برابر ۵ یا ۶ خواهد بود که می توان روی عدد ۵ بیشتر تمرکز کرد در سناریوی B1، هر سه دوره این سناریو به اشباع نمی رسند و اگر بعد محاط افزایش یابد شاید در بعد محاط های بالا به اشباع برسد ولی میزان بعد همبستگی بسیار بالا و نشان از رفتار آشوبناک بسیار پیچیده خواهد داشت پیش بینی با بعد همبستگی بالا بسیار ضعیف خواهد بود مقدار بعد همبستگی در بعد محاط های بالا حوالی عدد ۱۰ بوده و حداقل ۱۰ متغیر حاکم برای حل دینامیک غیرخطی لازم خواهد بود و این پیچیدگی به اندازه ای است که تحلیل این موضوع، با رفتار استوک استیک واقع بینانه است پس در حالت کلی رفتار سناریوی B1 بصورت استوکاستیک قابل بحث است. هر دو سناریوی A2, B1 رشد اقتصادی سریع را در نظر می گیرند ولی سناریوی B1 انرژی های پاک و محیط زیست سالم را در نظر می گیرد. برای کشور های توسعه یافته شاید استفاده از انرژی های پاک در سالهای آتی معقول بنظر می رسد در حالیکه برای کشورهای در حال توسعه مساله کاملاً متفاوت است و زمان نیاز است تا انرژی های پاک جایگزین سوختهای فسیلی شود و این در حالی است که شهر تبریز یک شهر صنعتی می باشد پس در نظر گرفتن سناریوی B1 حداقل برای دوره اول منتفی است و سناریوی A2 محتمل تر خواهد بود و شهر تبریز در دوره اول با سری داده های آشوبناک روبرو خواهد بود.

$\log C(r)$  محاسبه شده است و اینکار را برای سری داده های تغییر اقلیم در سه دوره زمانی مختلف تحت دو سناریو A2, B1 انجام می شود و در شکل (۵) نمایش داده می شود مقدار بعد همبستگی سه دوره زمانی در جدول (۶) آمده است.



شکل ۵- نمودار تغییرات بعد همبستگی با افزایش بعد محاط برای سه سری داده های تغییر اقلیم بارش ماهانه شهر تبریز تحت دو سناریو A2, B1

جدول ۶- میزان بعد همبستگی دو سناریوی تولید شده برای سه دوره تغییر اقلیم آتی

T3	T2	T1	بعد همبستگی
۵/۰۹	۵/۱۵	۴/۸۰	A2
---	---	---	B1

با نگاهی مجدد به شکل (۵) و جدول (۶) مشخص می شود که در سناریوی A2 تقریباً " هر سه دوره به اشباع می رسند و نشان از طبیعت آشوبناک دارد

## نتیجه گیری

در این تحقیق فرایند بارش مشاهداتی (۱۹۷۱-۲۰۰۰) با بارش های آتی در شرایط تغییر اقلیم مقایسه شد بارش آتی به سه دوره (۲۰۱۱-۲۰۳۰)، (۲۰۴۶-۲۰۶۵) و (۲۰۸۰-۲۰۹۹) تحت دو سناریو A2, B1 رده بندی گردید نتایج اجرای مدل لارس (مولد داده های تغییر اقلیم) و تحلیل نظریه آشوب حاکی از آنست که:

- ۱- هر چقدر زمان تاخیر بیشتر و بعد محاط کمتر شود سری داده ها به سمت آشوب پذیری با بعد همبستگی (فراکتال) کمتر تمایل خواهند داشت.
- ۲- داده های سناریوی A2 از ماهیت آشوبناکی خوبی برخوردار بوده و بعد همبستگی آنان کمتر از داده های مشاهداتی است.
- ۳- نمودار بعد همبستگی در برابر بعد محاط برای داده های سناریوی B1 به اشباع نرسید که رفتار کاملاً "تصادفی" را تداعی می کنند.
- ۴- انتظار می رود شهر تبریز در دو دهه آینده با افزایش حدود ۵ درصدی متوسط بارش سالانه، ماهیت کاملاً "آشوبناک" به خود گیرد.

## منابع

- ۳- مساح ع. مریدس. محمدزاده م، (۱۳۸۹) مقایسه روشهای کوچک مقیاس کردن و مدل AOGCM در بررسی تاثیر تغییر اقلیم در مقیاس منطقه ای. مجله فیزیک زمین و فضا. ۳۶-۴: ۹۹-۱۱۰ص.
- ۴- هادیزاده م. شهیدی ع. اکبریور. افزانه م، (۱۳۹۰)، تحلیل عدم قطعیت در برآورد بارش تحت تاثیر تغییر اقلیم ایستگاه سینوپتیک بیرجند. چهارمین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران، ۲۵ص.
- 5- Elshorbagy, A., Simonovic, S.P., Panu U.S., (2002): Noise reduction in chaotic hydrologic time series: facts and doubts. Journal of Hydrology 256, 147-165pp.
- 6-Hashemi, M.Z., (2011): comparison of SDSM and Lars wg for simulation and downscaling of extreme precipitation events in a watershed. stoch environ res risk asses 25:475-484pp.
- 7-Hegger, R., Kantz, H., Schreiber, T., (1999): Practical implementation of nonlinear time series methods: The TISEAN package. Chaos. 9, 413-435pp.
- 8-Karamouz, M., (2009): Long lead rainfall prediction using statistical downscaling and artificial neural network modeling, civil engineering journal. vol. 16, 165-172pp.
- 9-Lorenz, E.N., (1963): Deterministic non-periodic flow. J. Atmos. Sci. 20, 130-141pp.
- 10-Min, S., (2011): Dynamic characteristics of monthly rainfall in the Korean peninsula under climate change, journal of stoch environ res risk asses 25:613-625 pp.
- 11-Murphy, J., (1999), An Evaluation of
- ۱- صلاحی ب. خورشید دوست ع. م. قویدل ی. (۱۳۸۳)، ارتباط نوسان های گردش جوی- اقیانوسی اطلس شمالی با خشکسالی های آذربایجان شرقی. مجله پژوهش های جغرافیایی. ۶۰: ۱۴۷-۱۵۶ص.
- ۲- عباسی ف. ملبوسی ش. بابائیان ا و اثمی م، (۱۳۸۹): پیش بینی تغییرات اقلیمی خراسان جنوبی در دوره ۲۰۱۱ میلادی با استفاده از مدل ECHO-G. نشریه آب و خاک. ۲۴: ۲۱۸-۲۲۳ص.

- Statistical and Dynamical Techniques for Downscaling Local Climate. *Journal of Climate* 12:2256–2284 pp.
- 12-Salas, J. D., Kim, H. S., Eykholt, R., Burlando, P., and Green T. R., (2005): Aggregation and sampling in deterministic chaos: implications for chaos identification in hydrological processes, *Nonlinear Processes in Geophysics*, 12, 557–567 pp.
- 13-Salon, S. G., Cossarini, S., Libralato, X., Gao, C., Solidoro, F.,(2008): Downscaling experiment for the Venice lagoon. I.Validation of the present-day precipitation climatology. *Climate Research* 38:31-41 pp.
- 14-Semenov, M.A., Stratonovitch, P., (2010): Use of multi-model ensembles from global climate models for assessment of climate change impacts. *Climate Research* 41:1-14 pp.
- 15- Semenov, M.A., Brooks ,R.J., Barrow ,E., (1998): Comparison of the WGEN and LARS-WG stochastic weather generators for diverse climates. 107P.
- 16-sivakumar,B.,(2001):Rainfall dynamics at different temporal scales. *hydrology and earth system sciences* ,5(4),641-651pp.
- 17-Solomon, S., Qin ,D., Manning, M.,, (2007):Climate change: Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge.142-153pp.
- 18-Trigo, R.M., and. Palutikof Jean P., (2011), Precipitation Scenarios over Iberia: A Comparison between Direct GCM Output and Different Downscaling Techniques. *Journal of Climate* 14:4422–4446 pp.
- 19-Wilks, D.S., Wilby , R.L.,( 1999): The weather generation game: a review of stochastic weather models. *Progress in Physical Geography* 23:329-357 pp.
- 20-Young Mi min .,(2011):Evaluation of the weather generator CLIGEN with daily precipitation characteristics in Korean –asia-pacific 47(3),225-263pp.

