

## تحلیل بارش ماهانه بندر انزلی با استفاده از نظریه آشوب در شرایط تغییر اقلیم

رسول جانی<sup>۱\*</sup>، محمد علی قربانی<sup>۲</sup> و ابوالفضل شمسایی<sup>۳</sup>

### چکیده

توسعه شهرها و شدت یافتن آلودگی دو عامل مهم تغییر اقلیم است و این تغییر کاربری اراضی و بدتر شدن وضعیت زیست محیطی باعث تغییرات مکانی و زمانی بارش، دما، تبخیر و تعرق می شود. این مسئله پیچیدگی متغیرهای هیدرولوژیک را بیشتر و پیش بینی آن ها را سخت تر می کند. نظریه آشوب ابزاری است که بر مبنای رفتار آشوبناک و پیچیده بنا نهاده شده است و می تواند برای داده های بارش با ضریب تغییرات بالا مناسب باشد. در این پژوهش بارش ماهانه بندر انزلی در شرایط تاریخی و شرایط تغییر اقلیم با این نظریه بررسی شده است. بدین منظور دوره آماری ۱۹۹۳-۲۰۱۰ به عنوان دوره تاریخی و نتایج مدل LARS-WG تحت سه سناریوی (A1B)، (B1) و (A2) در دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۳۵) به عنوان دوره های آینده مدنظر قرار گرفت. نتایج بیانگر افزایش سیلاب و خشکسالی همراه با ۱۴ درصد کاهش بارش در دوره آینده است و داده های تولیدی و تاریخی دارای رفتار آشوبناک قطعی بوده و سناریوی A2 با بعد فراکتالی ۴/۱۳ بیشترین پیچیدگی را در مقایسه با سایر سری داده ها دارد.

**واژه های کلیدی:** بارش، بندر انزلی، تغییر اقلیم، مدل LARS-WG، نظریه آشوب.

**ارجاع:** جانی ر. قربانی م. ع. و شمسایی ا. ۱۳۹۴. تحلیل بارش ماهانه بندر انزلی با استفاده از نظریه آشوب در شرایط تغییر اقلیم. مجله پژوهش آب ایران. ۱۶: ۲۹-۳۹.

۱- استادیار گروه عمران، دانشکده فنی مهندسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.

۲- دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.

۳- استاد گروه عمران، دانشکده فنی مهندسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.

نویسنده مسئول: [soolni1979@yahoo.com](mailto:soolni1979@yahoo.com)

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۶/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۳/۲۰

## مقدمه

امروزه مسئله تغییر اقلیم موجب افزایش دما، سیل، خشکسالی، امواج گرمایی، ذوب شدن یخ‌های قطبی، تغییرات زمانی و مکانی بارش، برهم‌زدن تعادل‌های هیدرولوژیک و استراتژی‌های مدیریتی شده است چرا که پژوهش‌گران و مدیران منابع آب انتظار چنین تأثیر شدیدی تغییر اقلیم بر پارامترهای هیدرولوژی را تصور نمی‌کردند. در بیشتر پژوهش‌ها، روند تغییرات داده‌های مشاهداتی به آینده نیز نسبت داده می‌شد و نقش تغییر اقلیم در پیش‌بینی داده‌های آینده در نظر گرفته نمی‌شود. پس برای رسیدن به فرایند واقع‌بینانه تغییرات آینده پارامترهای هیدرولوژیک و به‌خصوص بارش نیاز است تا تحلیل فرایند بارش همزمان با اعمال تغییر اقلیم بررسی شود. در چند دهه اخیر، نظریه آشوب که پایه و اساس سیستم‌های دینامیکی غیرخطی است، تحولی بزرگ در شیوه درک و بیان پدیده‌ها ایجاد کرده است. این نظریه به مطالعه سیستم‌هایی می‌پردازد که در نگاه اول نامنظم به نظر می‌رسند ولی در واقع تحت حاکمیت قانون‌های مشخصی هستند. چنین سیستم‌هایی به شرایط اولیه بسیار حساس بوده، به شکلی که ورودی‌های در ظاهر کم‌اهمیت می‌توانند تأثیرات شگرفی روی آن داشته باشند. به چنین سیستم‌هایی، سیستم‌های آشوبناک گفته می‌شود. در مورد تحلیل فرایند بارش از سوی پژوهش‌گران در دهه اخیر مطالعاتی انجام شده است که به برخی اشاره می‌شود:

۱- بابائیان و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با داده‌های مولد مدل گردش عمومی جو ECHO-G تغییر اقلیم کشور را در دوره ۲۰۱۱-۲۰۳۹ ارزیابی کرده و نتایج نشان از کاهش ۹ درصدی بارش در دوره مذکور و افزایش میانگین سالانه دما به مقدار ۰/۵ درجه سانتی‌گراد بوده است.

۲- هادی‌زاده و همکاران (۱۳۹۰)، با استفاده از مدل ریزمقیاس آماری لارس بارش دوره ۲۰۱۱-۲۰۲۴ ایستگاه بیرجند را تحت سناریوی A1 پیش‌بینی کرده و منابع عدم قطعیت را در ارزیابی خروجی‌ها بررسی کردند نتایج نشان از افزایش بارش سالانه به میزان ۷/۳ میلی‌متر دارد و بارش دوره بهار نسبت به دوره پایه افزایش و بارش زمستانه نسبت به دوره بهار کاهش پیدا می‌کند.

۳- سیواکومار و بونادسون (۲۰۰۰)، فرایند بارش- رواناب ماهانه را در حوضه گوتا تحت آزمون آشوب قرار دادند. نتایج نشان از آن است که بارش، رواناب و ضریب رواناب دارای آشوب‌پذیری خوبی هستند و با ضریب همبستگی خوبی قابل پیش‌بینی هستند.

۴- سیواکومار (۲۰۰۱) دینامیک بارش حوزه رودخانه لیفمی‌سی‌سی‌سی‌پی را برای چهار گام زمانی مختلف با نظریه آشوب بررسی کرده و به این نتیجه رسیده که داده‌ها با ضریب تغییرات بالا دارای بعد همبستگی کمتری هستند و برعکس.

۵- سیواکومار (۲۰۰۵) آشوب‌پذیری بارش در سه ویژگی مقیاس زمانی، ضریب تغییرات و داده‌های صفر را بررسی کرده و نتیجه گرفته است که آشوب‌پذیری داده‌ها در مقیاس زمانی کوچک‌تر بهتر از مقیاس زمانی بزرگ‌تر بوده و بعد همبستگی با ضریب تغییرات و ضریب همبستگی پیش‌بینی شده رابطه عکس دارد. حضور تعداد زیادی داده‌های صفر دلیلی بر تخمین ضعیف‌تر نخواهد بود.

۶- کارآموز (۲۰۰۹) پیش‌بینی بارش طولانی مدت را با به کار بردن ریزمقیاسی آماری و شبکه عصبی مصنوعی انجام داد که نتایج نشان از کارآمد بودن مدل ریزمقیاس آماری SDSM نسبت به شبکه عصبی است.

۷- هاشمی (۲۰۱۱) دو مدل LARS-WG و SDSM را مقایسه کرد که هر دو مدل قابلیت یکسانی از خود نشان داده‌اند.

۸- قربانی و همکاران (۲۰۱۰)، سری زمانی دبی جریان رودخانه کیزلیمارک ترکیه را با نظریه آشوب مطالعه و آشوب‌پذیری دبی جریان رودخانه را با بعد همبستگی بررسی کردند. نتایج نشان داده است که داده‌های دبی جریان رودخانه از آشوب‌پذیری خوبی برخوردارند.

۹- پانگ (۲۰۱۱)، مدل CLIGEN را برای بارش روزانه ارزیابی کرده و آزمون‌های T,F,K-S را برای ارزیابی به کار گرفتند و نتایج نشان از این دارد که مدل CLIGEN برای میانگین روزانه خطای ۲/۳ درصد دارد و برای دوره بازگشت‌های طولانی مدت مناسب نیست.

۱۰- فخری و همکاران (۲۰۱۱)، به تحلیل عدم قطعیت داده‌های ریزمقیاس تولید شده با مدل لارس در ایستگاه سینوپتیکی شهرکرد پرداخته و بارش را برای ۳۰ سال آتی تولید کردند و نشان دادند این مدل

## مواد و روش‌ها

### منطقه و داده‌های مورد استفاده

بندر انزلی در طول جغرافیایی ' ۲۸ ° ۴۹ و عرض جغرافیایی ' ۲۸ ° ۳۷ قرار دارد و ارتفاع آن از سطح دریا ۲۶- متر است. بندر انزلی در ناحیه‌ای به طور کامل جلگه‌ای به صورت طولی و در ساحل دریای خزر قرار دارد و دارای آب و هوای معتدل مرطوب است. میزان بارندگی شهرستان بالا بوده به طوری که سالانه متوسط ۱۸۹۲ میلی‌متر بارندگی دارد. میزان رطوبت نسبی سالانه به طور متوسط حدود ۷۱ تا ۹۷ درصد و درجه حرارت محیط‌زیست بین ۵/۳ تا ۲۸ درجه سانتی‌گراد در نوسان است. بندر انزلی از گذشته عنوان پرباران‌ترین شهر ایران را داشته و حتی بارش‌های بالای ۲۰۰۰ میلی‌متر را نیز تجربه کرده است. مشخصات بارش در این ایستگاه در جدول ۱ ارائه شده است.

قابلیت خوبی برای پیش‌بینی بارش در سطح اطمینان ۹۵ درصد را دارد و بارش‌های سال‌های آتی بجز ماه جولای با کاهش روبرو بوده و در کل بارش سالانه این ایستگاه ۳۷ درصد کاهش خواهد یافت.

۱۱- فخری و همکاران (۲۰۱۳)، در مقاله‌ای دیگر به تحلیل و توانایی مدل‌های ریزمقیاسی با سناریوهای مختلف پرداخته و نشان دادند که مدل AOGCM در همه سناریوها بجز سناریوی A2 تطابق خوبی را نشان می‌دهد و تخمین تعداد روزهای خشک و تر نشان می‌دهد که در شروع دوره ۳۰ ساله پیش‌بینی ایستگاه شهرکرد ابتدا با مدت مدیدی روزهای خشک و بلافاصله بعد از آن با دوره طولانی روزهای تر روبرو خواهیم بود.

با توجه به اهمیت مطالعه بارش و قابلیت نظریه آشوب در تحلیل و پیش‌بینی این پارامتر، بندر انزلی به عنوان مطالعه موردی انتخاب شده است و هدف از این پژوهش آگاهی از فرایند بارش در زمان‌های آینده با اعمال تغییر اقلیم است.

جدول ۱- ویژگی آماری سری داده‌های روزانه و ماهانه بارش دوره پایه (۱۹۹۳-۲۰۱۰)

خصوصیات آماری	تعداد داده	میانگین (میلی‌متر)	انحراف معیار (میلی‌متر)	ضریب تغییرات	بیشینه (میلی‌متر)	کمینه (میلی‌متر)	چولگی
روزانه	۶۵۷۴	-	۴/۴۹	۰/۸۵	۱۳/۹	۰/۰	۰/۱۷۶
ماهانه	۲۱۶	۱۵۹/۵	۷۳/۶۲	۰/۴۶	۵/۲۴	۲۴/۲	۰/۴۹۲

### ۱- مدل لارس (Lars-WG)

مدل یا همان نرم‌افزار LARS-WG یک مولد آب و هوایی بر پایه روش سری‌ها است که می‌تواند برای شبیه‌سازی داده‌های هواشناسی در یک ایستگاه منفرد تحت شرایط اقلیمی فعلی و آینده استفاده شود (راسکو و همکاران، ۱۹۹۱). این مولد با استفاده از داده‌های آب و هوایی مشاهداتی در یک ایستگاه مفروض، پارامترهای توزیع‌های احتمالاتی متغیرهای آب و هوایی و نیز با دستیابی به رابطه بین آن‌ها، داده‌های تغییر اقلیم را تولید می‌کند. این مجموعه پارامترها با انتخاب تصادفی مقادیر از توزیع‌های مناسب برای تولید سری‌های زمانی مصنوعی با طول دلخواه استفاده می‌شود.

مدل لارس از یک توزیع نیمه‌تجربی برای تقریب توزیع‌های احتمالاتی سری‌های خشک و مرطوب، بارش روزانه، دماهای مینیمم و ماکزیمم و تابش خورشیدی استفاده می‌کند. توزیع نیمه‌تجربی به مثابه تابع توزیع احتمال تجمعی تعریف می‌شود. برای هر متغیر اقلیمی  $v$ ، مقدار

متغیر اقلیمی  $v_i$  متناظر با احتمال  $p_i$  از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

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

که در آن  $P$  معرف احتمال به دست آمده از داده‌های 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  $v_0 = \min\{v_{obs}\}$  و  $v_n = \max\{v_{obs}\}$  ثابت هستند (سمنوف و همکاران، ۱۹۹۸).

در این پژوهش از مدل جفت شده جوی- اقیانوسی HadCM3 استفاده می‌شود که داده‌های این مدل از سال ۱۹۶۱ تا ۲۱۰۰ موجود بوده و تمام آن‌ها نسبت به میانگین و انحراف معیار داده‌های بین سال‌های ۱۹۶۱-۱۹۹۰ نرمال شده‌اند. بعد از باز تولید داده‌ها از خروجی‌های مدل اقلیمی HADCM3، پیش‌بینی‌ها در سه دوره زمانی (۲۰۱۱-۲۰۳۹، ۲۰۴۶-۲۰۶۵ و ۲۰۸۰-۲۰۹۹) براساس سه سناریوی انتشار A2، B1 و A1B انجام شده است. سناریو A2 جهانی را با رشد اقتصادی سریع تصور می‌کند

بعد محاط<sup>۱</sup> و زمان تأخیر<sup>۲</sup> باید تعیین شوند. نمودار فضای حالت بیانگر تغییر سیستم از لحظه اولیه بوده و نشانگر تاریخچه سیستم است.

بعد محاط، معادل خروجی‌های قابل مشاهده سیستم تعریف می‌شود ولی در اکثر موارد، ضروری است که فضای محاط با سری‌های زمانی استخراج شود. تکنیک متداولی که توسط تاکن ارائه شده که از روش تأخیر برای نگاشتن یک سری زمانی واحد در یک فضای  $d_e$  بعدی استفاده می‌کند (تاکن، ۱۹۸۱). روش تاکن به این صورت است که یک شبکه‌ای به طول  $m$  را از روی سری زمانی عبور می‌دهد و یک ماتریس با تعداد سطرهایی برابر  $m$  تشکیل می‌یابد، برای سری زمانی:

$$X(t) = (X_0, X_1, X_2, X_3, \dots, X_t, \dots) \quad (1)$$

ماتریس برای بازسازی خط سیر این گونه است:

$$X = \begin{pmatrix} X_0 & X_1 & X_2 & \dots & X_{m-1} \\ X_1 & X_2 & X_3 & \dots & X_m \\ X_2 & X_3 & X_4 & \dots & X_{m+1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix} \quad (2)$$

برای سری‌های زمانی اسکالر که  $t=1,2,3,\dots$  فضای حالت می‌تواند با استفاده از تأخیرها ایجاد شود. ایده اساسی درباره نحوه انتخاب زمان تأخیر آن است که ارزیابی هر متغیر مجزای سیستم با متغیرهای دیگر سیستم تعیین می‌شود که دارای اثر متقابل هستند. بنابراین اطلاعات هر متغیر وابسته در تاریخچه هر متغیر مستقل دیگر سیستم وجود خواهد داشت. بر مبنای چنین معادل‌سازی، فضای حالت می‌تواند با استفاده از المان  $X_t$  سری‌های زمانی ایجاد شود و تأخیر آن مطابق با سری‌های زمانی جدید خواهد بود.

$$Y_t = \{X_t, X_{t-\tau}, X_{t-2\tau}, \dots, X_{t-(m-1)\tau}\} \quad (3)$$

که در آن  $\tau$  زمان تأخیر و  $m$  بعد محاط را نشان می‌دهد. بنابراین برای محاسبه فضای حالت، نخستین مرحله تخمین پارامترهای زمان تأخیر ( $\tau$ ) و بعد محاط‌شدگی ( $m$ ) است.

برای تقریب زمان تأخیر ( $\tau$ ) می‌توان از روش تابع خودهمبستگی<sup>۳</sup> (ACF) استفاده کرد. جایی که اولین مقدار ACF به صفر یا به مقدار کوچکی می‌رسد برابر زمان تأخیر است. تابع خودهمبستگی در زمان تأخیر  $\tau$  به صورت

که در وسط قرن ۲۱ جمعیت جهانی به اوج می‌رسد و همچنین فناوری‌های جدید و کارآمدتر به سرعت ظهور خواهند یافت. سناریوی B1 نیز معرف جهانی متقارن و همگراست که وضعیت جمعیتی آن مشابه با سناریو A2 است با این تفاوت که تأکید در این سناریو بیشتر بر استفاده از انرژی‌های پاک، پایداری محیط‌زیست و اقتصاد در سطح جهانی است. سناریوی A1B نیز تعادلی بین منابع انرژی فسیلی و غیرفسیلی را در نظر می‌گیرد (سولمون و همکاران، ۲۰۰۷).

برای پیش‌بینی تغییر اقلیم بهتر است داده‌های پایه (تاریخی) با دوره پیش‌بینی حداقل ۱۰ سال فاصله داشته باشند و هرچه مقدار داده‌های پایه بیشتر باشد پیش‌بینی واقع‌بینانه خواهد بود. بدین منظور اگر از داده‌های پایه قبل از سال ۲۰۰۰ استفاده شود پیش‌بینی برای ۲۰۱۰-۲۰۲۰ مورد قبول خواهد بود و مدل لارس محدودیتی از این نظر ندارد. در این پژوهش به دلیل محدود بودن داده‌های پایه، از داده‌های سال ۱۹۹۳-۲۰۱۰ به عنوان داده‌های پایه و پیش‌بینی برای سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۳۵ انجام شده است.

## ۲- نظریه آشوب

در چند دهه اخیر، تحولی بزرگ در شیوه درک و بیان پدیده‌ها، توسط پژوهش‌های انجام شده که در سال‌های گذشته، تبیین‌های خود را در قالب‌های منظم و مشخص ارائه می‌دادند، به وجود آمده است. نظریه آشوب به مطالعه سیستم‌هایی می‌پردازد که به نظر می‌رسد رفتار تصادفی داشته باشند اما از نظم خاصی پیروی می‌کنند و یا به عبارتی در هر بی‌نظمی، نظم نهفته است. در کل خاصیت‌هایی همچون ناپایداری، رفتار غیرپریودیک، حساس به شرایط اولیه، قطعی و غیرخطی بودن، در کنار همدیگر یک سیستم آشوبناک را تعریف می‌کنند (لورنز، ۱۹۶۳).

فضای حالت، ابزاری سودمند برای مطالعه سیستم‌های دینامیک است. برطبق این مفهوم، یک سیستم دینامیک می‌تواند توسط یک نمودار فضای حالت توصیف شود. هر سیستم دینامیکی شامل معادلات دیفرانسیل با مشتقات جزئی است. برای تعیین این معادلات و نوع آن‌ها پارامترهای

زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_{\tau} = \frac{E[(x_t - \mu)(x_{t+\tau} - \mu)]}{\sqrt{E[(x_t - \mu)^2]E[(x_{t+\tau} - \mu)^2]}} \quad (4)$$

رفتار تابع خودهمبستگی  $\rho_{\tau}$  به‌عنوان تابعی از  $\tau$  نشان دهنده دینامیک فرایند کنترل کننده سری زمانی است. متداول‌ترین روش تعیین بعد محاط بهینه ( $m$ ) از سری‌های زمانی آشوبی، روش شمارش نزدیک‌ترین همسایه‌های کاذب<sup>۱</sup> است. بعد محاط به ازای اولین مقدار کمینه نسبی نزدیک‌ترین همسایگی کاذب به‌عنوان بعد محاط منتخب در نظر گرفته می‌شود. پس از بازسازی فضای حالت، آشوب‌پذیری داده بررسی قرار می‌گیرد که این امر می‌تواند با استفاده از روش‌های آشوب‌پذیری همانند بعد همبستگی<sup>۲</sup>، بزرگ‌ترین نمای لیاپونوف<sup>۳</sup> و روش آنتروپی کلموگروف<sup>۴</sup> انجام شود. همچنین بعد همبستگی مؤثرترین شیوه کاربردی برای تعریف بعد فرکتالی و آشوبناکی است.

برای فضای حالت  $m$  بعدی، تابع همبستگی  $C(r)$  به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$C(r) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{2}{N(N-1)} \sum_{1 \leq i < j \leq N} H(r - |Y_i - Y_j|) \quad (5)$$

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

$$C(r) \underset{N \rightarrow \infty}{r \rightarrow 0} \approx ar^{\nu} \quad (6)$$

$$\nu = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\log C(r)}{\log(r)}$$

که در این رابطه  $a$ ، یک ضریب ثابت بوده و  $U$  بعد همبستگی است. با استفاده از رسم  $U$  در مقابل  $m$ ، برای فرایندهای تصادفی  $U$  بدون رسیدن به یک مقدار اشباع با افزایش  $m$  به‌طور صعودی تغییر می‌کند در حالیکه برای فرایندهای جبری مقدار  $U$  بعد از یک  $m$  معین اشباع می‌شود. مقدار اشباع، بعد فرکتالی سری زمانی است

(الشربگی و همکاران، ۲۰۰۲). تمامی این معادلات در جعبه ابزار TISEAN جاسازی شده است و می‌توان برای اخذ نتایج از آن استفاده کرد (هگر و همکاران، ۱۹۹۹).

### نتایج و بحث

**باز تولید داده‌های اقلیمی براساس سناریوهای A2، B1 و A1B**  
مراحل انجام کار با مدل LARS-WG قابل تقسیم به دو دسته جداگانه است. گام اول (تجزیه و تحلیل) به مرحله واسنجی یاد می‌شود، در این مرحله آزمون‌های آماری برای ارزیابی قابلیت مدل، به کار گرفته می‌شود. آزمون‌های آماری شامل؛ آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (KS) جهت مقایسه توزیع‌های احتمالاتی، آزمون  $t$  برای مقایسه‌های میانگین و آزمون  $F$  برای مقایسه‌های انحراف استاندارد هستند. جدول‌های ۲، ۳ و ۴ به ترتیب مقادیر این آماره‌ها و احتمال مربوط آن‌ها را نشان می‌دهند.

هر یک از آزمون‌ها، یک آماره و احتمال مربوط به آن را که نشانگر احتمال یکسان بودن دو توزیع داده مشاهداتی و تولید شده است، محاسبه می‌کنند. اگر مقدار این احتمال خیلی کوچک و کمتر از سطح معنی‌داری (که عموماً برابر ۰/۰۱ یا ۰/۰۵ در نظر گرفته می‌شود) باشد، یکسان بودن اقلیم شبیه‌سازی شده تولیدی و اقلیم واقعی غیرمحمتمل خواهد بود. پس همان‌گونه که از مقادیر احتمال جدول‌های بالا معلوم است مدل LARS-WG توانایی لازم در تولید توزیع روزانه بارندگی در ماه‌های مختلف و مقادیر میانگین داده‌های ماهانه را دارد. همچنین تولید مقادیر انحراف معیار (یعنی نحوه توزیع داده‌ها حول مقادیر میانگین) در سطح احتمال ۵ درصد خوب است. شکل ۱ نیز صحت مطلب را نشان می‌دهد. نمودارهای مربوط به مقادیر بارش مشاهداتی و تولید شده به‌وسیله مدل در تمامی ماه‌ها هماهنگی خوبی دارند و این تطابق در ماه‌های پرباران بهتر از ماه‌های کم‌باران است.

بعد از ارزیابی توانایی مدل لارس وارد گام دوم (تولید) شده و از آن طریق سناریوهای اقلیمی آینده با تولید داده‌های روزانه در دوره‌های آینده تولید می‌شود. در شکل ۲ داده‌های تاریخی و تولیدی ماهانه بارش نشان داده شده است. چنانچه از شکل مشخص است در داده‌های تولیدی تعداد روزهای خشک نسبت به داده‌های مشاهداتی بیشتر شده و افزایش نقاط اوج سیلاب‌ها به‌طور کامل دیده

1- False Nearest Neighbors

2- Correlation Dimension

3- Maximum Lyapunov Exponent

4- Kolmogorov Entropy

می‌شود. به این ترتیب داده‌های اقلیمی تولیدی، افزایش سیلاب و خشکسالی را برای سال‌های آینده پیش‌بینی می‌کنند و متوسط بارش سالانه در سناریوهای A1B، A2 و B1 نسبت به داده‌های مشاهداتی به ترتیب ۱۵/۲۶، ۱۲ و ۱۳/۹۴ درصد کاهش می‌یابد.

جدول ۲- نتایج آزمون کلموگروف اسمیرنوف (KS) برای توزیع‌های بارندگی مشاهداتی و تولید شده به‌وسیله LARS-WG

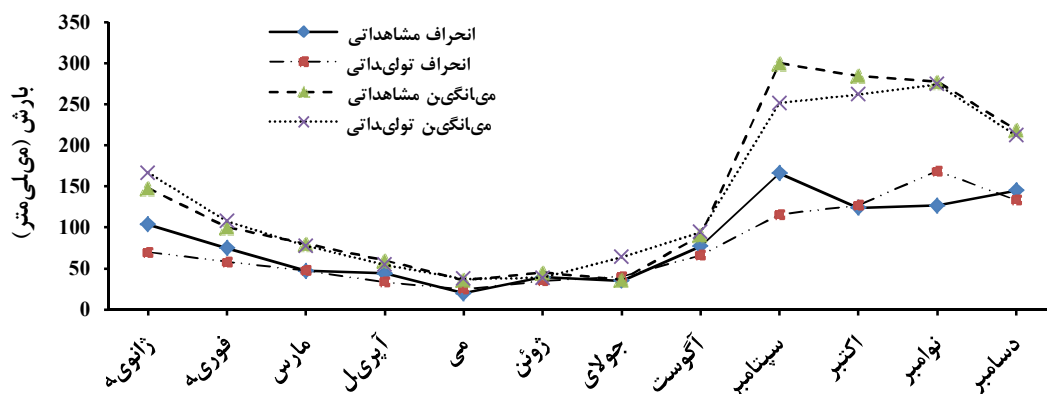
ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
KS	۰/۰۶۴	۰/۰۴۵	۰/۰۴۴	۰/۰۷۳	۰/۰۶۷	۰/۱۵۳	۰/۱۰۷	۰/۱۷	۰/۱۲۱	۰/۰۵۱	۰/۱	۰/۰۴۷
احتمال	۱	۱	۱	۱	۱	۰/۹۳	۰/۹۹	۰/۸۶	۰/۹۹	۱	۰/۹۹	۱

جدول ۳- مقایسه مقادیر میانگین داده‌های بارندگی ماهانه مشاهده شده و تولید شده به‌وسیله LARS-WG

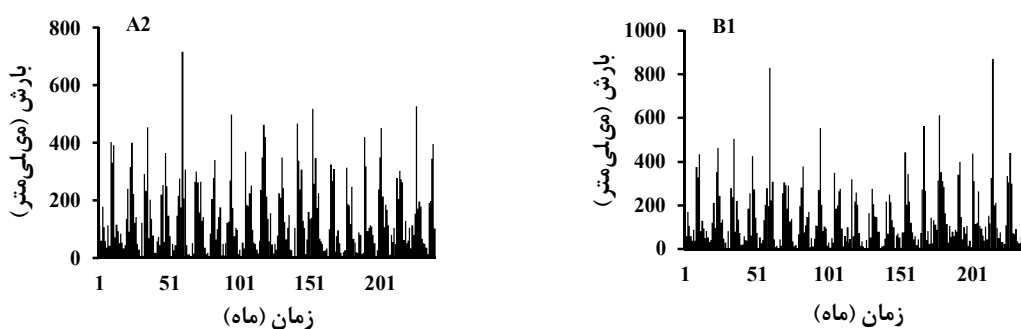
ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
میانگین مشاهدات	۱۴۷/۷	۱۰۰/۰۹	۷۹/۷	۵۹/۵۸	۳۵/۹۱	۴۴/۵۷	۲۶/۲۶	۹۰/۴۴	۲۹۹/۸۳	۲۸۴/۷۶	۲۷۷/۳۲	۲۱۸/۶۹
میانگین تولید شده	۱۶۶/۶۲	۱۰۷/۷۵	۷۷/۶۰	۵۴/۶۳	۳۷/۲۲	۳۸/۶۰	۶۴/۰۴	۹۴/۱۱	۲۵۱/۷۱	۲۶۲/۲۶	۲۷۴/۴	۲۱۱/۹۸
t	۰/۶۶	-۰/۳۵	-۰/۳۷	۰/۳۹	-۰/۱۸	۰/۴۹۶	-۲/۲۵	-۰/۱۵۸	۱/۰۴۴	۰/۵۵۱	-۰/۰۶	۰/۱۴۹
احتمال	۰/۵۱	-۰/۷۲۵	-۰/۸۹۲	-۰/۶۹۷	-۰/۸۵۸	۰/۶۲۳	-۰/۰۳	-۰/۸۷۵	-۰/۳۰۴	-۰/۵۸۵	-۰/۹۵۳	-۰/۸۸۲

جدول ۴- مقایسه مقادیر انحراف استاندارد داده‌های بارندگی ماهانه مشاهده شده و تولید شده به‌وسیله LARS-WG

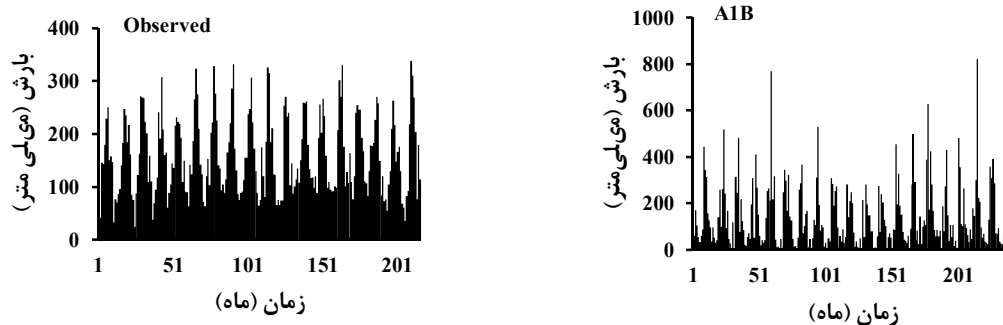
ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	جولای	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
انحراف استاندارد مشاهداتی	۱۰۳/۸	۷۴/۶۰۷	۴۷/۰۵۵	۴۴/۰۷۶	۱۹/۷۲۹	۳۹/۱۸۱	۳۵/۱۶۶	۷۶/۹۹۱	۱۶۶/۲۴	۱۲۳/۹۴	۱۲۶/۶۴	۱۴۴/۹۴
انحراف استاندارد تولید شده	۶۹/۷۷	۵۸/۱۹	۴۷/۳۰	۳۳/۳۴	۲۴/۶۹	۳۵/۰۵	۴۰/۱۲۲	۶۶/۰۵	۱۱۵/۸۹	۱۲۷/۰۱	۱۶۸/۸۵	۱۳۳/۳۱
F	۲/۲۱۴	۱/۶۴۳	۱/۰۱	۱/۷۴۸	۱/۵۶۷	۱/۲۴۹	۱/۳۰۲	۱/۳۵۹	۲/۰۵۸	۱/۰۵	۱/۷۷	۱/۱۸۲
احتمال	۰/۰۹۷	-۰/۲۹۶	-۰/۹۹	-۰/۲۴۱	-۰/۳۵۷	۰/۶۳۵	۰/۵۸۹	۰/۵۱۶	-۰/۱۳۱	-۰/۹۲۶	-۰/۲۳۹	-۰/۷۲۰



شکل ۱- مقادیر میانگین مشاهده شده و تولید شده بارندگی در ایستگاه بندر انزلی



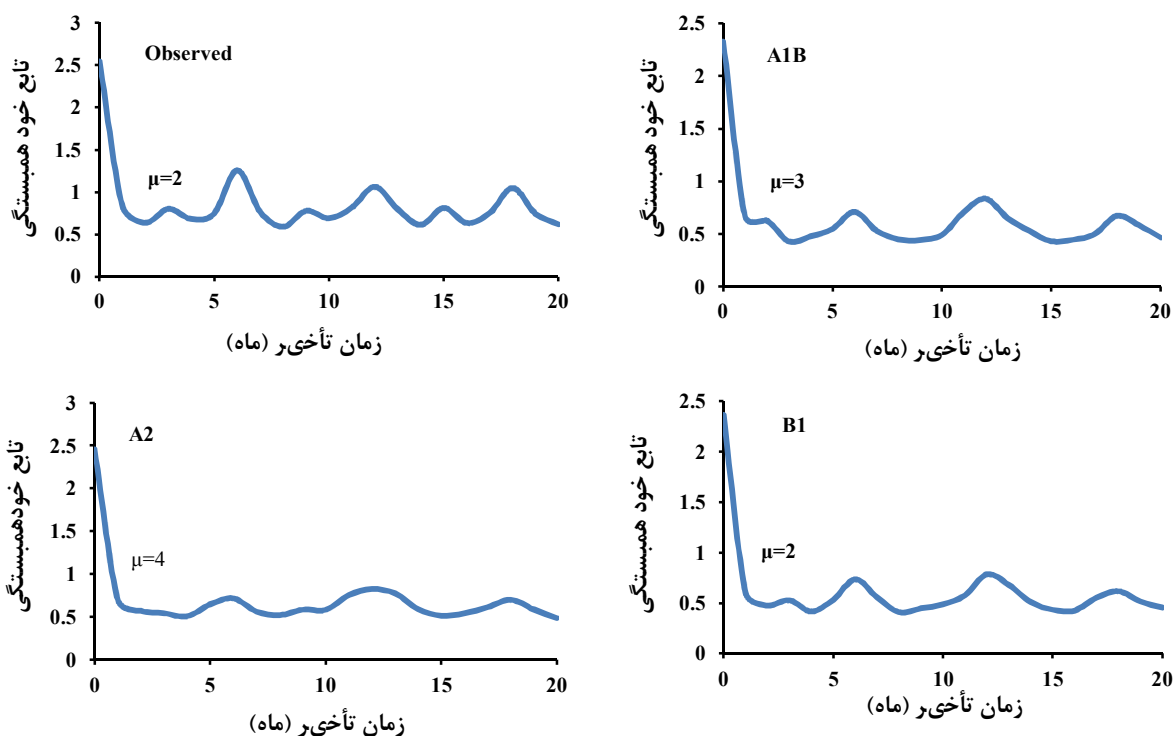
شکل ۲- بارش ماهانه تولیدی و مشاهداتی در ایستگاه بندر انزلی



ادامه شکل ۲-

شاید به مقیاس یا رفتار فراکتال فرایند بارش ربط داشته باشد. تابع خود همبستگی به صورت تصادفی نوسان دارد و پتانسیل این نوسان با افزایش زمان تأخیر به تدریج کم می‌شود. هرچه ضریب تغییرات کمتر شود داده‌ها می‌توانند وابستگی بیشتری نسبت به داده‌های قبلی داشته باشند و در نتیجه تابع خود همبستگی مقدار بیشتری را نشان خواهد داد و این زمان ممکن است که مقیاس زمانی بزرگ‌تر در نظر گرفته شود.

آشوب‌پذیری (زمان تأخیر، بعد محاط و بعد همبستگی) شکل ۳ زمان تأخیر و بعد محاط داده‌های مشاهده‌ای و داده‌های تولید شده تحت سناریوهای مختلف را نشان می‌دهد زمان تأخیر و بعد محاط به ترتیب برای داده‌های مشاهده‌ای ۲ و ۱۱ ماه است. زمان تأخیرها سازوکار فیزیکی واقعی در دینامیک بارش را بیان می‌کند که واقعا ناشناخته است به این ترتیب آن‌ها یک پیوستگی فیزیکی را منعکس می‌کنند. تأخیرهای معنی‌دار و معقول در تابع‌های همبستگی تداوم زمانی را تعیین می‌کنند که



شکل ۳- زمان تأخیر و بعد محاط داده‌های مشاهده‌ای و تغییر اقلیم

این جاذب وجود ندارد. وجود چند پدیده سیلابی این جاذب را به هم می‌زند و چنانچه در شکل به طور آشکار

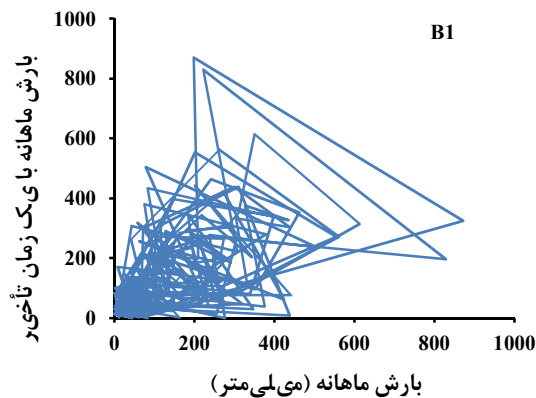
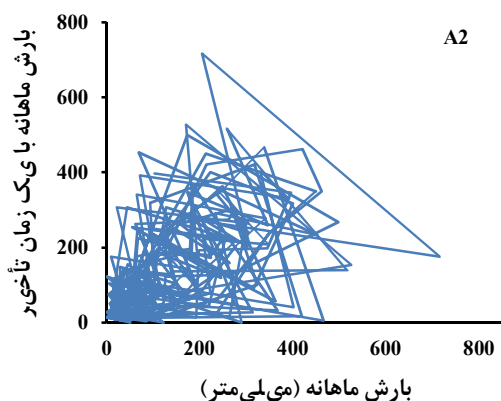
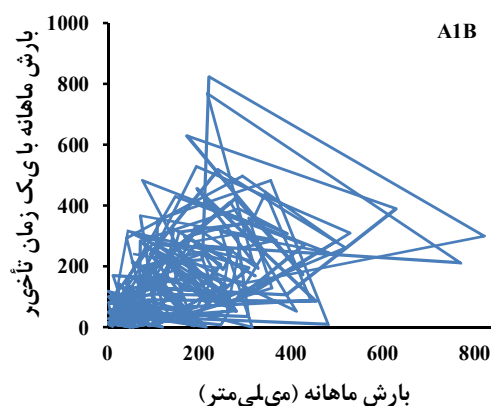
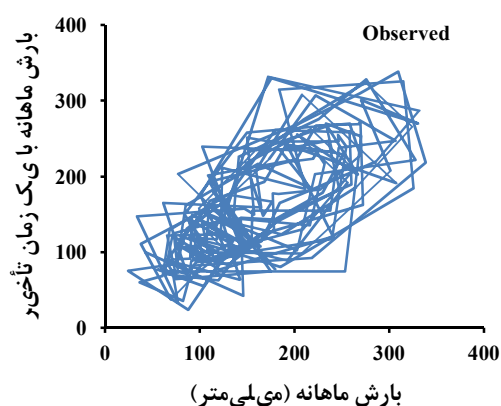
در شکل ۴ دیده می‌شود در داده‌های مشاهده‌ای یک جاذب احساس می‌شود در حالیکه در داده‌های تولیدی

تولیدی تغییر اقلیم حاکی از افزایش پدیده‌های حدی دارد و شکل فضای حالت مؤید این نتایج است.

دیده می‌شود داده‌های مشاهداتی در میانگین داده‌ها تمرکز دارد در حالیکه داده‌های تولیدی بیشتر در صفر تمرکز دارد و این نشان از خشکسالی داشته و داده‌های

جدول ۵- زمان تأخیر و بعد محاط دوره آتی تحت سناریوهای مختلف (ماه)

B1	A2	A1B	۲۰۲۰-۲۰۳۵
۲	۴	۳	زمان تأخیر(ماه)
۷	۴	۱۳	بعد محاط (ماه)



شکل ۴- فضای حالت بارش ماهانه بتدر انزلی با تأخیر زمانی یک ماهه

بعد محاط همان بعد همبستگی خواهد بود. اگر این منحنی به دست آمده در ازای افزایش بعد محاط به اشباع برسد، داده‌ها از آشوب‌پذیری برخوردارند و اندازه اشباع، مقدار تثبیت بعد همبستگی را نشان می‌دهد و در صورتی که به اشباع نرسند داده‌ها دارای رفتار تصادفی خواهند بود.

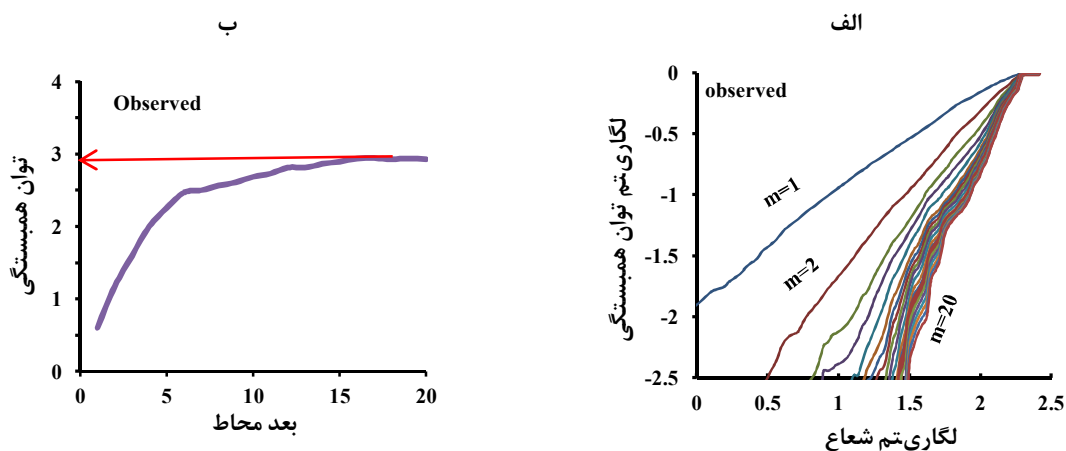
در شکل ۵- ب نمودار بعد همبستگی را در برابر بعد محاط نشان می‌دهد. مقدار اشباع تثبیت شده یا همان بعد همبستگی برای داده‌های مشاهداتی ۲/۹۴ است که حاکی از آشوب‌پذیری خوب داده‌ها دارد.

شکل ۵- الف، تغییرات نسبت  $\log C(r)$  در مقابل  $\log(r)$  داده‌های مشاهداتی را نشان می‌دهد. به دلیل وجود نوفه در داده‌ها به ازای مقادیر کوچک  $\log(r)$  نوساناتی در نمودار دیده می‌شود (ان جی و همکاران، ۲۰۰۷)، در روی محور افقی  $\log(r)$  بازه‌ای انتخاب خواهد شد به طوری که در این بازه، خطوط منحنی به طور تقریبی خط‌های مستقیم باشند تا به راحتی شیب خط‌های آن‌ها به دست آید. برای تعیین بعد همبستگی و بررسی آشوب‌پذیری داده‌ها، نیاز است شیب این خطوط  $[\log C(r)/\log(r)]$ ، در بازه مشخص به دست آید. شیب خطوط در بازه قید شده به ازای هر

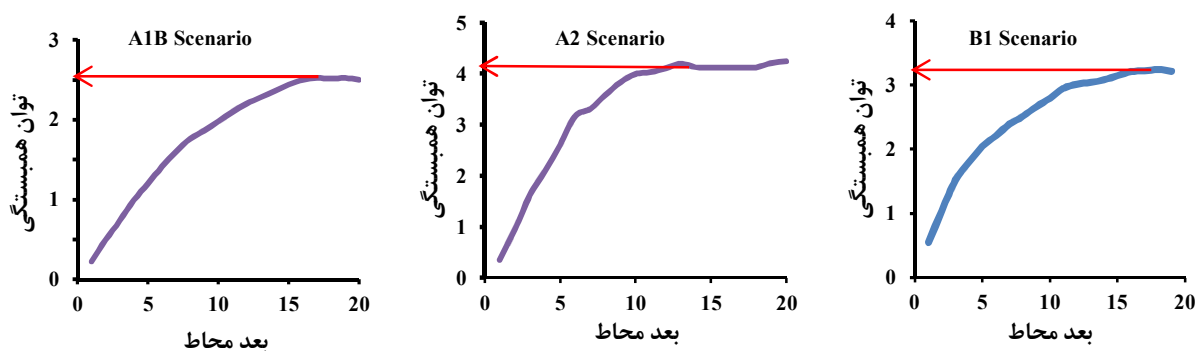


در برابر بعد محاط شروع به اشباع شدن می‌کند که نشان از دینامیک غیرخطی آشوبناک دارد.

بدین ترتیب این مراحل را برای داده‌های مولد لارس تحت سناریوهای مختلف تکرار می‌کند که نتایج در شکل ۶ نشان داده شده است. در تمامی نمودارها بعد همبستگی



شکل ۵- ارتباط میان تابع همبستگی  $C(r)$  و شعاع  $r$  با افزایش  $m$  (الف) و تغییرات بعد همبستگی با افزایش بعد محاط برای داده‌های مشاهداتی بارش ماهانه بندر انزلی (ب)



شکل ۶- تغییرات بعد همبستگی با افزایش بعد محاط برای داده‌های مشاهداتی بارش ماهانه بندر انزلی

آشوب‌پذیری داده‌ها می‌تواند از روش‌های دیگری همچون طیف توانی، نمای لیاپانوف و آنتروپی کلموگروف نیز محاسبه شود. ولی این روش‌ها فقط قادر به تشخیص رفتار آشوبی از تصادفی هستند و نمی‌توانند مانند روش بعد همبستگی علاوه بر تشخیص رفتار آشوبی از تصادفی کمیتی برای نشان دادن میزان پیچیدگی داده‌ها تعیین کنند. مین (۲۰۱۱)، رفتار دینامیکی داده‌های بارندگی حوزه پنین سولای کره را تحت شرایط تغییر اقلیم با سناریوی A2 بررسی کرده و نشان داد مقدار بارندگی و تغییرات آن در شرایط تغییر اقلیم (۲۰۰۰-۲۰۹۹) افزایش یافته ولی با این وجود بعد همبستگی داده‌های تغییر اقلیم کمتر از داده‌های مشاهداتی (۱۹۷۱-۱۹۹۹) خواهد بود. نتایج این مقاله نیز نشان داد که مقدار بارندگی بندر انزلی در شرایط تغییر اقلیم به مقدار ۱۴

به اشباع رسیدن و وجود بعد همبستگی نشان از رفتار دینامیک آشوبی دارد ولی مقدار بعد همبستگی نباید از مقدار معینی بیشتر باشد چرا که مقدار بالای بعد همبستگی حاکی از پیچیدگی بسیار بالای داده‌ها بوده و پیچیدگی بیش از حد در قالب رفتار تصادفی قابل بحث خواهد بود. درحقیقت بعد همبستگی مقدار متغیرهای لازم برای حل معادلات حاکم بر سری داده‌ها را نشان می‌دهد که در جدول ۶ تعداد این متغیرها و بعد همبستگی برای هریک از سری داده‌ها مشخص شده است.

جدول ۶- میزان بعد همبستگی و تعداد متغیرهای لازم سه سناریوی تولید شده ۲۰۲۰-۲۰۳۵

سری داده‌ها	مشاهداتی	A1B	A2	B1
بعد همبستگی	۲/۹۴	۲/۵۲	۴/۱۳	۳/۲۲
تعداد متغیر	۳	۳	۵	۴

اقلیم ایستگاه سینوپتیک بیرجند. چهارمین کنفرانس مدیریت منابع آب ایران.

3. Elshorbagy A. Simonovic S. P. and Panu U. S. 2002a. Noise reduction in chaotic hydrologic time series: facts and doubts. *Journal of Hydrology*. 256: 147-165.
4. Fakhry M. Farzaneh M. R. Eslamian S. and Hosseinipour E. Z. 2011. Uncertainty analysis of downscaled precipitation using lars-wg statistical model in shahrekord station, Iran. *World Environmental and Water Resources Congress*. 4572-4578.
5. Fakhry M. Farzaneh M. R. Eslamian S. and Khordadi M. J. 2013. Confidence interval assessment to estimate dry and wet spells under climate change in shahrekord station, Iran. *Journal of Hydrology*. 18(7): 911-918.
6. Hashemi M. Z. 2011. Comparison of SDSM and Lars wg for simulation and downscaling of extreme precipitation events in a watershed. *Journal of Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 25: 475-484.
7. Hegger R. Kantz H. and Schreiber T. 1999. Practical implementation of nonlinear time series methods: The TISEAN package. *Chaos*. 9: 413-435.
8. Ghorbani M. A. Kisi O. and Aalinezhad M. 2010. A probe into the chaotic nature of daily streamflow time series by correlation dimension and largest lyapunov methods. *Applied Mathematical Modeling Journal*. 34: 4050-4057.
9. Karamouz M. 2009. Long lead rainfall prediction using statistical downscaling and artificial neural network modeling. *Civil Engineering Journal*. 16: 165-172.
10. Lorenz E. N. 1963. Deterministic non-periodic flow. *Journal of Atmospheric Science*. 20:130-141.
11. Min S. 2011. Dynamic characteristics of monthly rainfall in the Korean peninsula under climate change. *Journal of Stoch Environ Research and Risk Assessment*. 25: 613-625.
12. Ng W. W. Panu U. S. and Lennox W. C. 2007. Chaos based analytical techniques for daily extreme hydrological observations. *Journal of Hydrology*. 342: 17-41.
13. Rasco P. Szeid L. and Semenov M. A. 1991. A serial approach to local stochastic models. *Journal of Ecological Modeling*. 57: 27-41.
14. Semenov M. A. Brooks R. J. and Barrow E. 1998. Comparison of the WGEN and LARS-WG stochastic weather generators for diverse climates. *Climate Research*. 10: 95-107.
15. Sivakumar B. and Bernadtsson R. 2000. Dynamics of monthly rainfall-runoff process at the Gota basin: A search for chaos. *Journal of Hydrology and Earth System Sciences*. 4(3): 407-417.
16. Sivakumar B. 2001. Rainfall dynamics at

درصد کاهش خواهد یافت و مقدار بعد همبستگی داده‌های تغییر اقلیم در سناریوی A2 نسبت به داده‌های مشاهداتی بیشتر می‌شود. هماهنگی نتایج دو مقاله حاکی از آن است که تغییرات بارندگی با مقدار بعد همبستگی رابطه عکس دارند.

### نتیجه‌گیری

اجرای مدل لارس برای تولید داده‌های بارش تحت شرایط تغییر اقلیم نشان می‌دهد که در دوره آینده (۲۰۲۰-۲۰۳۵) تعداد روزهای خشک در شهر انزلی به شدت افزایش می‌یابد و در روزهای سیلابی، شدت سیلاب نسبت به شدت سیلاب داده‌های مشاهداتی بیشتر خواهد شد. به طور کلی بارش متوسط سالانه ۱۴ درصد نسبت به بارش دوره تاریخی (۱۹۹۳-۲۰۱۰) کاهش خواهد یافت. نتایج تحلیل رفتار دینامیکی بارش با استفاده از نظریه آشوب حاکی از آن است که داده‌های مشاهداتی و داده‌های مولد لارس از آشوب‌پذیری خوبی با بعد فراکتالی کم برخوردار هستند. پیچیدگی داده‌ها در دو سناریوی A2 و B1 نسبت به داده‌های تاریخی بیشتر می‌شود به طوری که برای حل معادلات حاکم در داده‌های مشاهداتی و سناریوی A1B به ۳ متغیر و برای حل معادلات حاکم بر داده‌های سناریوی A2, B1 به ترتیب به ۴ و ۵ متغیر نیاز خواهد بود در نتیجه سناریوی A2 بیشترین پیچیدگی را در بین سری داده‌های مورد مطالعه دارد.

### سپاس‌گزاری

از کارشناسان محترم سازمان هواشناسی کشور به‌خصوص سرکار خانم بهاره درخشان و آقای میررضایی به‌خاطر در اختیار گذاشتن داده‌های مورد استفاده در این مقاله تقدیر و تشکر می‌شود.

### منابع

۱. بابائیان ا. نجفی‌نیک ز. عباسی ف. نوخندان م. ادب ح. ملبوسی ش. و اثمري م. ۱۳۸۸. ارزیابی تغییر اقلیم کشور در دوره ۲۰۱۱-۳۹ میلادی با استفاده از ریزمقیاس نمایی ECHO-G. نشریه جغرافیا و توسعه. ۱۶: ۱۳۵-۱۵۲.
۲. هادی‌زاده م. شهیدی ع. اکبرپور ا. و فرزانه م. ۱۳۹۰. تحلیل عدم قطعیت در برآورد بارش تحت تأثیر تغییر

- different temporal scales. *Hydrology and Earth System Sciences*. 5(4): 641-651.
17. Sivakumar B. 2005. Chaos in rainfall: variability, temporal scale and zeros. *Journal of Hydroinformatics*. 7(3): 175-184.
  18. Solomon S. Qin D. and 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. 996 p.
  19. Takens F. 1981. Detecting strange attractors in turbulence, *Lectures Notes in Mathematics*, Springer-Verlag. New York. 898: 366-381.
  20. Young M. M. 2011. Evaluation of the weather generator CLIGEN with daily precipitation characteristics in Korean– asia-pacific. *Journal of the Atmospheric Sciences*. 47(3): 225-263

