

Analyzing the Dynamics of Precipitation Frequency and its Prediction in North-western Iran Based on Chaos Theory

Hassan Shadman^{1✉}, Hossein Asakereh²

1. Researcher of Soil Conservation and Watershed Management Department, Zanjan Agricultural and Natural Resources Research Center, AREEO, Zanjan, Iran,

✉ E-mail: h_shadman@areeo.ac.ir

2. Professor of Climatology, Geography Department, University of Zanjan, Zanjan, Iran

Email: asakereh@znu.ac.ir



How to Cite: Shadman, H; Asakereh, H. (2026). Analyzing the Dynamics of Precipitation Frequency and its Prediction in North-western Iran Based on Chaos Theory. *Geography and Development*, 24 (84), 197-220.

DOI: <http://dx.doi.org/10.22111/GDIJ.2025.50360.3696>

Received:

27 November 2025

Received in revised form:

15 May 2025

Accepted:

18 May 2025

Published online:

25 September 2026

ABSTRACT

Precipitation is one of the most important climate variables. However, the complex nature of precipitation makes it difficult to analyze its behavior and predict it. In this study, the dynamics of precipitation frequency in Northwestern Iran in 1970-2019 has been investigated using chaos theory, and its frequency has been predicted for the 2020-2036. The data used is precipitation grided data obtained from the interpolation of data from 219 stations. To investigate the dynamics of precipitation, average mutual information methods, Cao, the correlation dimension, and the largest Lyapunov exponent were used. A nonlinear method was used to predict the precipitation frequency. The result showed that the delay time and embedding dimension for reconstructing the phase space are 3 and 8, respectively. The correlation dimension and the largest Lyapunov exponent indicate that the frequency of monthly precipitation was chaotic. In addition, data analysis using the Hurst method revealed that the monthly frequency of precipitation in Northwestern Iran has a long-term memory. In addition, based on the prediction, the frequency of annual precipitation will decrease by 13.2% in the next period. The largest decreases are predicted in July and August. Apart from this, the frequency of precipitation will decrease in all seasons of the year; So that the greatest reduction will occur in the summer, then in the cold season, and the least reduction will occur in the spring.

Keywords:

Frequency of precipitation,
North-western Iran,
Chaos theory,
Prediction.



© the Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

1. Introduction

Irregular temporal variations and the unpredictability of some nonlinear systems are referred to as chaos. Nevertheless, despite their apparent disorder, dynamical systems follow deterministic algebraic equations (Baker & Gollub, 1996). One of the earliest numerical studies aimed at revealing chaos in dynamical systems was Lorenz's model of convective fluid flow (Baker & Gollub, 1996). Chaotic characteristics and the associated indices that reveal and characterize these properties make it possible to reconstruct, estimate, and predict chaotic hydro-climatic variables. For example, Dhanya and Villarini (2018) examined the spatial distribution of precipitation predictability across the United States using the Lyapunov exponent and showed that precipitation predictability has been decreasing with a uniform temporal mean. Similar studies include those by Bucogen et al. (2022), Gómez-Gómez et al. (2022), Zhou et al. (2023), Deepthi et al. (2024), Yu et al. (2024), Jani et al. (2013), and Farzin et al. (2017).

Precipitation is one of the most complex climatic elements and processes, whose behavior varies across time and space. Therefore, the application of nonlinear methods can provide an effective approach for understanding and

predicting precipitation. In this study, the mean precipitation frequency in northwestern Iran during the period 1970–2019 is investigated using chaos theory, and predictions are made for the period 2020–2036.

2. Materials and Methods

Northwestern Iran is located between 35.5° and 40° N latitude and 44° to 49.5° E longitude, covering an area of approximately 126039.2 km². Considerable elevation heterogeneity and substantial variations in land slope over short distances, together with slopes extending in different geographical directions, lead to a highly heterogeneous spatial distribution of energy and moisture across short distances in northwestern Iran. Consequently, convective precipitation events, thunderstorms, and diverse precipitation systems are characteristic features of precipitation in this region.

The data used in this study consist of gridded monthly precipitation data for northwestern Iran covering the period from 1 January 1970 to 31 December 2019 (600 months). These data are derived from the interpolation of daily precipitation using the kriging method in a Lambert conformal conic coordinate system. The spatial resolution of the grid cells is 4 × 4 km. Accordingly, the data array has dimensions of 7818 × 600, representing the number of pixels and months, respectively. The interpolation process was performed using observations from 219 synoptic, climatological, and rain stations.

In this study, the dynamics of precipitation frequency in northwestern Iran were first investigated by reconstructing the phase space of precipitation frequency. Phase space reconstruction was performed using the Average Mutual Information (AMI) method and the Cao method. In the next step, the chaotic behavior of precipitation frequency in the study area was evaluated using the correlation dimension and the Lyapunov exponent methods. In addition, the maximum prediction horizon was estimated based on the largest Lyapunov exponent. Subsequently, the adequacy of the statistical record length and the long-term memory of the precipitation-frequency time series were examined using the Hurst exponent. Finally, precipitation frequency was predicted using a nonlinear method.

3. Results and Discussion

The application of the Average Mutual Information (AMI) method indicated that the third lag is the appropriate time delay for monthly precipitation frequency. Furthermore, based on the Cao method, the optimal embedding dimension for monthly precipitation frequency was determined to be 8.

The reconstructed phase space of the mean monthly precipitation frequency indicates that the precipitation-frequency attractor is a strange attractor. Moreover, the saturation of the correlation dimension and its non-integer value provide evidence of the chaotic behavior of monthly precipitation frequency in northwestern Iran. The value of the largest Lyapunov exponent for monthly precipitation frequency was estimated at 0.007. The positive value of the largest Lyapunov exponent provides additional evidence of the chaotic behavior of the examined series; accordingly, the prediction horizon based on this exponent is estimated to be 143 months. The Hurst exponent also indicated that the time series of mean monthly precipitation frequency exhibits long-term memory.

To determine the optimal embedding dimension for predicting precipitation occurrence, the frequency of wet days for the final 120 months (2010–2019) was estimated using a time delay of 3 and several embedding dimensions. The results showed that the minimum error and the maximum coefficient of determination were obtained at an embedding dimension of 10. In addition, the model error at this dimension was 2.7, while the coefficient of determination was 0.33.

The estimation results for precipitation frequency during the period 2010–2019 indicate that the error in estimating the annual mean precipitation frequency is only -1.

The prediction of precipitation frequency suggests that the number of annual wet days will decrease from 68 days to 59 days. Furthermore, all months of the year, except February, September, and November, are projected to experience a decrease of one wet day. This change will result in a reduction of precipitation frequency of up to 50% in July and August.

4. Conclusion

The result of this study indicate that precipitation frequency in northwestern Iran exhibits chaotic behavior. Moreover, the number of wet days is projected to decrease in the coming years.

The decline in precipitation frequency particularly during the spring months, which coincide with the onset of vegetation growth and the initiation of certain agricultural activities; may entail significant economic and environmental consequences.

Keywords: Precipitation Frequency, Northwestern Iran, Chaos Theory, Prediction.

References

- Asakereh, H. (2017). Trends in monthly precipitation over the northwest of Iran (NWI). *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 130, 443-451.
<https://doi.org/10.1007/s00704-016-1893-8>
- Asakereh, H. (2020). Decadal variation in precipitation regime in northwest of Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 139, 461-471.
<https://doi.org/10.1007/s00704-019-02984-9>
- Asakereh, H. and Razmi, R. (2012). Analysis of Annual Precipitation Changes in Northwest of Iran. *Geography and Environmental Planning*, Vol 23, No 3, 147-162.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20085362.1391.23.3.9.1>
- Asakereh, H., Jahanbakhsh, Saeed., & Ashrafi, Saeideh. (2019). On the frequency changes of cyclones affecting precipitation in the Rood Zard basin, Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, Vol. 12, No. 13, 413.
<https://doi.org/10.1007/s12517-019-4523-9>
- Baker, G L., Gollub, J P. (1996). *Chaotic dynamics: an introduction*. 2nd ed. Cambridge; New York, Cambridge University Press. p 256.
<https://doi.org/10.1063/1.4822948>
- Cao, L. (1997). Practical method for determining the minimum embedding dimension of a scalar time series. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, Vol. 110, No. 1-2, 43-50.
[https://doi.org/10.1016/S0167-2789\(97\)00118-8](https://doi.org/10.1016/S0167-2789(97)00118-8)
- Darijani, A., Hosseini, S.S., Ghorbani, M. (2009). Estimation of drought loss on rainfed wheat production in Golestan province. *Agricultural Economics and Development*, Vol 16, No 4, 83-95.
<https://doi.org/10.30490/aead.2009.58857>
- Deepthi, B., & Sivakumar, Bellie. (2024). Spatial downscaling of rainfall from general circulation models: A chaos theory-based framework. *Atmospheric Research*, 107531.
<https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2024.107531>
- Dhanya, C. T., Villarini, Gabriele. (2018). On the inherent predictability of precipitation across the United States. *Theoretical and applied climatology*, Vol. 133, 1035-1050.
<https://doi.org/10.1007/s00704-017-2231-5>
- Ding, X., Liao, W., Wang, H., Lei, X., Zhang, W. and Yu, Z. (2019). Spatiotemporal Variations of Extreme Precipitation and Study on Chaotic Characteristics in the Xijiang River Basin, China. *Water*, Vol. 11, No. 10, 2106.
<https://doi.org/10.3390/w11102106>
- Elshorbagy, A., Simonovic, S. P., & Panu, U. S. (2002). Noise reduction in chaotic hydrologic time series: facts and doubts. *Journal of Hydrology*, Vol. 256, No. 3-4, 147-165.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(01\)00534-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00534-0)
- Farzin, Saeyd., Hosseini, Khosro., Karami, Hojat., Mousavi, Seyed Farhad. (2017). Analysis of time series in hydrological processes using chaos theory (Case study: Monthly rainfall of Urmia Lake), *Quranic Knowledge Research*, Vol. 17, No. 2, 213-223.
https://mcej.modares.ac.ir/article_12017_en.html
- Fattahi, M. H., Talebbeydokhti, N., Moradkhani, H., Nikooee. (2013). Revealing the Chaotic Nature of River Flow. *Iranian Journal of Science and Technology*, Vol. 37, 437-456.
<https://doi:10.22099/ijstc.2013.1798>
- Fu, Q., Zhang, Y., Li, T., Cui, S., & Liu, D. (2018). Spatiotemporal Complexity Analysis of Daily Precipitation in a Changing Environment in Heilongjiang Province, China. *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 23, No. 11, 04018045.
[https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0001703](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001703)
- Fuwape, I. A., Ogunjo, S. T., Oluyamo, S. S., & Rabi, A. B. (2017). Spatial variation of deterministic chaos in mean daily temperature and rainfall over Nigeria. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 130, No. 1-2, 119-132.
<https://doi.org/10.1007/s00704-016-1867-x>
- Fuwape, I., Oluyamo, S., Rabi, B., & Ogunjo, S. (2020). Chaotic signature of climate extremes. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 139, 565-576.
<https://doi.org/10.1007/s00704-019-02987-6>

- Gibson-Forty, E. V., Barnett, K. L., Tissue, D. T., & Power, S. A. (2016). Reducing rainfall amount has a greater negative effect on the productivity of grassland plant species than reducing rainfall frequency. *Functional Plant Biology*, Vol. 43, No. 4, 380-391.
<https://doi.org/10.1071/FP15174>
- Gómez-Gómez, J., Carmona-Cabezas, R., Sánchez-López, E., de Ravé, E. G., & Jiménez-Hornero, F. J. (2022). Multifractal fluctuations of the precipitation in Spain (1960-2019). *Chaos, Solitons & Fractals*, 157, 11190
<https://doi.org/10.1016/j.chaos.2022.1119099>.
- Jani, Rasoul, Ghorbani, Mohammad Ali, Shamsai, Abolfazle. The chaotic nature of monthly rainfall in the Tabriz under climate change. vol. 7, no. 23, 2013, pp. 7-20.
<https://sanad.iau.ir/Journal/geo/Artic>.
- Jayawardena, A. W., & Lai, F. (1994). Analysis and prediction of chaos in rainfall and stream flow time series. *Journal of hydrology*, Vol. 153, No. 1-4, 23-52.
[https://doi.org/10.1016/0022-1694\(94\)90185-6](https://doi.org/10.1016/0022-1694(94)90185-6)
- Kantz, H., [Schreiber](#), T. (2003). *Nonlinear time series analysis*, Cambridge University Press. 365.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511755798>
- Khojasteh, A. (2020). Cyclone tracking affecting precipitation in Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, Vol. 13, No. 18, 904. <https://doi.org/10.1007/s12517-020-05803-y>
- Mousavi, S and Mousavi, S . (2017). Analysis of time series in hydrological processes using chaos theory (Case study: Monthly rainfall of Urmia Lake). *Modares Civil Engineering Journal*, Vol 17, No 2, 213-223.
https://mcej.modares.ac.ir/article_12017.html
- Ostadi, E., Jahaanbakhsh, S., RezaeiBanafsheh, M., Khorshiddoust, A. M., & Rostamzadeh, H. (2024). Projecting precipitation in Northwest Iran based on CMIP6. *Journal of Climate Research*, Vol 56, 1-14.
https://clima.irimo.ir/article_187666.html?lang=en
- Rodriguez-Iturbe, I., Febres De Power, B., Sharifi, M. B., Georgakakos, K. P. (1989). Chaos in rainfall. *Water Resources Research*, Vol. 25, No. 7, 1667-1675.
<https://doi.org/10.1029/WR025i007p01667>
- Salahi, B., Saber, M., & Vatanparast Goleh Juq, F. (2023). Evaluating the effectiveness of time series models in determining the best model for predicting annual rainfalls in selected stations in northwest of Iran. *Geography and Human Relationships*, Vol 6, No 1, 525-538.
<https://doi.org/10.22034/gahr.2023.383221.1803>
- Shahiki Tash, M. N., Dinarzahi, KH., Dejkam, A. (2013). Investigation of Nonlinear Behavior and Chaos in the Iranian Foreign Exchange Market. *Trend*, Vol 63, No 20, 39-58
<https://sid.ir/paper/202216/fa>
- Sharafi, S., & Mohammadi Ghaleni, M. (2022). Impact of Drought on the Yield of Rainfed Wheat and Barley Across Different Climates of Iran. *Iranian Journal of Irrigation & Drainage*, Vo 16, No 5, 1010-1025.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20087942.1401.16.5.11.6>
- Shu, Z., Chan, P. W., Li, Q., He, Y., & Yan, B. (2020). Characterization of daily rainfall variability in Hong Kong: a nonlinear dynamic perspective. *International Journal of Climatology*. Vol. 41, No. 1, 2913-2926.
<https://doi.org/10.1002/joc.6891>
- Sivakumar, B., Berndtsson, R., Olsson, J., & Jinno, K. (2001). Evidence of chaos in the rainfall-runoff process. *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 46, No. 1, 131-145.
<https://doi.org/10.1080/02626660109492805>
- Tatli, H. (2015). Detecting persistence of meteorological drought via the Hurst exponent. *Meteorological Applications*, Vol. 22, No. 4, 763-769.
<https://doi.org/10.1002/met.1519>
- Yu, S., Wang, W., Liang, H., & Zhang, D. (2024). Investigating the Spatiotemporal Complexity of Rainfall from a Chaotic Perspective: Case Study in the Jinsha River Basin, China. *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 29, No. 4, 05024013.
<https://doi.org/10.1061/JHYEFF.HEENG-6038>
- Zhao, Y., Zhu, T., Zhou, Z., Cai, H., & Cao, Z. (2023). Detecting nonlinear information about drought propagation time and rate with nonlinear dynamic system and chaos theory. *Journal of Hydrology*, 623, 129810.
<https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2023.129810>

واکاوی پویایی فراوانی بارش و پیش‌بینی آن در شمال باختری ایران بر پایه نظریه آشوب

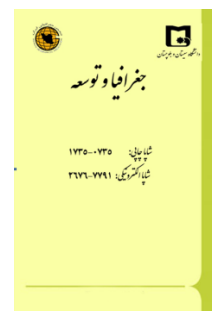
حسن شادمان،^۱ دکتر حسین عساکره^۲

مقاله پژوهشی

چکیده

بارش یکی از برجسته‌ترین متغیرهای آب‌وهوایی است که اثرات گسترده‌ای بر محیط و انسان دارد. با این همه سرشت پیچیده بارش، واکاوی و پیش‌بینی آن را دشوار می‌کند. در این پژوهش پویایی فراوانی بارش در شمال باختری ایران در دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۹ با به‌کارگیری نظریه آشوب بررسی و سپس برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۳۶ پیش‌بینی شده است. داده‌های به‌کار رفته، داده‌های شبکه‌ای بارش است که از درون‌یابی داده‌های ۲۱۹ ایستگاه همدید، آب‌وهواشناسی و باران‌سنجی به‌دست آمده است. برای بررسی پویایی بارش از روش‌های میانگین اطلاعات متقابل، کائو، بُعد همبستگی و بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف استفاده شده است. همچنین برای پیش‌بینی یک روش غیرخطی به‌کار گرفته شد. یافته‌ها نشان دادند که زمان تأخیر و بُعد نشان‌دهنده بهینه برای بازسازی فضای فاز میانگین فراوانی بارش به ترتیب ۳ و ۸ است. اندازه بُعد همبستگی (۳/۶) و بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف (۰/۰۰۷) نشان دادند که فراوانی بارش ماهانه آشوبناک است. گذشته از این سری زمانی فراوانی بارش ماهانه شمال باختری ایران دارای حافظه درازمدت است. همچنین بر پایه پیش‌بینی انجام‌شده فراوانی بارش سالانه در دوره پیش‌رو ۱۳/۲ درصد کاهش خواهد یافت. بیش‌ترین اندازه کاهش در ماه‌های جولای و آگوست با ۵۰ درصد پیش‌بینی شده است. با این همه تغییرات در فوریه، سپتامبر و نوامبر صفر درصد خواهد بود. گذشته از این، فراوانی بارش در همه فصل‌های سال با کاهش روبه‌رو خواهد شد؛ به‌گونه‌ای که بیش‌ترین کاهش در تابستان (۳۳/۳- درصد)، پس از آن بهار (۱۲/۵- درصد) و کم‌ترین اندازه کاهش در فصل سرد (زمستان ۱۰- و پاییز ۱۱/۱- درصد) رخ خواهد داد. کاهش فراوانی بارش به‌ویژه در ماه‌های بهار که هم زمان با آغاز رویش گیاهان و آغاز برخی فعالیت‌های کشاورزی است، می‌تواند پیامدهای اقتصادی و محیطی مهمی در پی داشته باشد. افزون بر این کاهش فراوانی بارش حتی اگر همراه با کاهش اندازه بارش نباشد، می‌تواند زمینه را برای برخی بحران‌های اقتصادی، اجتماعی و محیطی فراهم کند.

جغرافیا و توسعه، شماره ۸۴، پاییز ۱۴۰۵
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۹/۰۷
تاریخ بازنگری داوری: ۱۴۰۴/۰۲/۲۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۲۸
صفحات: ۱۹۷-۲۲۰



واژه‌های کلیدی:

فراوانی بارش، شمال باختری ایران، نظریه آشوب، پیش‌بینی

مقدمه

دگرگونی‌های زمانی بی‌سامان و پیش‌بینی‌ناپذیری برخی سامانه‌های غیرخطی را آشوب گویند. با این همه سامانه‌های پویا با وجود نابسامانی از معادله‌های جبری، مانند معادله‌هایی که از قانون دوم نیوتن به‌دست می‌آیند، پیروی می‌کنند (Baker and Gollub, 1996: 1). از این رو آشوب را «حساسیت فراوان به شرایط اولیه» تعریف می‌کنند (فرزین و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۲۶). برای آن که این ویژگی یکتای سامانه‌های پویا بهتر آشکار شود؛ فرض می‌شود که یک سامانه را دو بار با شرایط اولیه گوناگون ولی نزدیک به هم به حرکت در آوریم. این ناهمسانی کوچک در شرایط نخستین را می‌توان خطای اندازه‌گیری انگاشت. برای سامانه‌های غیرآشوبناک این عدم قطعیت تنها به خطایی در پیش‌بینی حالت پایانی می‌انجامد که به شکل خطی با زمان افزایش می‌یابد. حال آن که برای سامانه‌های آشوبی خطا به شکل نمایی با زمان افزایش می‌یابد. این پدیده «حساسیت به شرایط اولیه» نامیده می‌شود و تنها زمانی روی می‌دهد که معادله حاکم بر دستگاه غیرخطی باشد. این ویژگی را نخستین بار هنری پوانکاره (۱۹۱۲-۱۸۵۴) گزارش کرد. وی بیان داشت که «ممکن است یک ناهمسانی کوچک در شرایط نخستین ناهمگونی‌های بزرگی در پایان به دنبال داشته باشد، یک خطای کوچک در حالت پیشین می‌تواند به خطایی بزرگ در حالت پسین بینجامد، پیش‌بینی ناممکن شود

h_shadman@areeo.ac.ir

۱. محقق بخش تحقیقات حفاظت خاک و آبخیزداری، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران (نویسنده مسئول)

asakereh@znu.ac.ir

۲. استاد آب‌وهواشناسی، گروه جغرافیا، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

و با پدیده‌های تصادفی روبه‌رو شویم». اگر پیش‌بینی ناممکن شود به این معنی است که سامانه آشوبی به‌مانند یک سامانه تصادفی رفتار می‌کند (Baker & Gollub, 1996: 1). باین‌همه نابسامانی در سامانه‌های آشوبی متفاوت است. برای چنین سامانه‌هایی بی‌نظمی بخشی از پویایی درونی، و نه اثر بیرونی پیش‌بینی‌ناپذیر، است. از این‌رو شاید برجسته‌ترین پنداره در نظریه آشوب این است که چه‌بسا با مشاهده یک پدیده در بعدها گوناگون قانونمندی‌های آن آشکار گردد.

نخستین پژوهش عددی برای آشکارسازی آشوب در سامانه‌های پویا مدل لورنس^۱ برای جریان همرفتی شاره بود و از آن زمان تاکنون روش‌های زیادی برای بررسی سامانه‌های آشوبی پیشنهاد شده است (Baker & Gollub, 1996: 1). پژوهش‌هایی که بارش را از دیدگاه نظریه آشوب بررسی کرده‌اند بیشتر به‌وسیله دانشمندان آب‌شناس انجام شده است. یافته‌ها نشان داد که بارش‌ها در مقیاس‌های زمانی کوتاه از رفتار قطعی غیرخطی پیروی می‌کنند (Rodriguez et al, 1989: 1667) و یک فرایند آشوبی تلقی می‌شود. از این‌رو به‌کارگیری روش‌های آشوبی در الگوسازی بارش و رواناب با به‌کارگیری روش‌هایی همچون بعد نشانیدن دستاورد بهتری در برابر روش‌های سنتی همچون ARIMA دارد (Jayawardena and Lai, 1994: 23). این روابط در حوضه‌های بزرگ و کوچک فرایندهایی آشوبناک را منعکس می‌کنند (Sivakumaret al, 2001: 131). روابط آشوبناک علاوه بر متغیرهای آب‌شناختی (برای نمونه فتاحی و همکاران، ۲۰۱۳ / ببینید) در بین عناصر آب‌وهوایی مانند دما و بارش قابل ردیابی و از الگوی مکانی برخوردار است (Fuwa et al, 2020: 567).

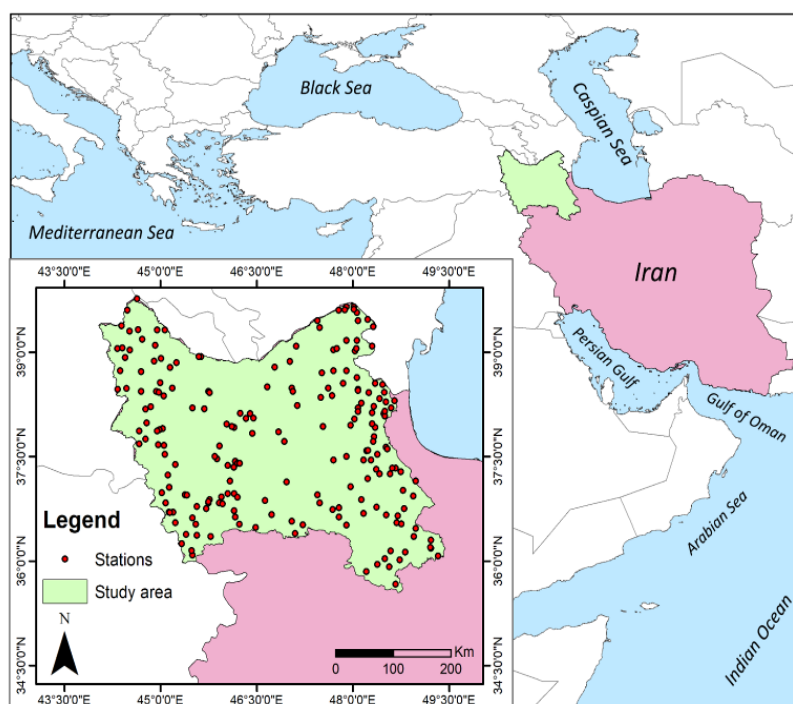
ویژگی‌های آشوبناکی و نمایه‌های مرتبط که این ویژگی‌ها را آشکار و قابل فهم می‌سازند، امکان بازآفرینی، برآورد و پیش‌بینی متغیرهای آشوبناک اقلیمی - آب‌شناختی را میسر می‌سازد. برای مثال دهانیا و ویلارینی (۲۰۱۸) با به‌کارگیری نمای لیاپانوف توزیع مکانی پیش‌بینی‌پذیری بارش در ایالات متحده آمریکا را بررسی کرده و نشان دادند که پیش‌بینی‌پذیری بارش با یک میانگین زمانی یکنواخت رو به کاهش است. از این دست پژوهش‌ها می‌توان به بوکوگن و همکاران (۲۰۲۲)، گومز-گومز و همکاران (۲۰۲۲)، زهو و همکاران (۲۰۲۳)، دیپیتی و همکاران (۲۰۲۴)، یو و همکاران (۲۰۲۴)، جانی و همکاران (۱۳۹۲) و فرزین و همکاران (۱۳۹۶) اشاره کرد. در این زمینه یافته‌ها نشان می‌دهد که کمیت و کیفیت رفتارهای آشوبناک، حتی در محدوده‌های جغرافیایی کوچک، از الگوی جغرافیایی برخوردار است (Fu et al, 2018; Ding et al, 2019; Shu et al, 2020).

همان‌گونه که در بالا اشاره شد، بارش از پیچیده‌ترین عناصر و فرایندهای آب‌وهوایی است که رفتار آن در زمان و مکان دستخوش دگرگونی و ناهمگونی‌های فراوانی می‌شود. باین‌همه، پیوند ژرف بین زندگی و آب، همچنین منابع آب با بارش، همواره انگیزه‌ای مهم برای شناخت بارش و رفتار آن بوده است. ناهمسانی و دگرگونی‌های بارش در زمان و مکان یکی از نشانه‌های رفتار پیچیده و غیرخطی آن است. از این‌رو به‌کارگیری روش‌های غیرخطی می‌تواند رویکردی کارآ در راستای شناخت و پیش‌بینی بارش باشد. در این پژوهش کوشش شده است تا میانگین فراوانی بارش طی دوره ۱۹۷۰-۲۰۱۹ در شمال باختری ایران بر پایه نظریه آشوب و با استفاده از داده‌های ۲۱۹ ایستگاه بررسی و برای دوره ۲۰۳۶ - ۲۰۲۰ پیش‌بینی شود.

داده‌ها و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

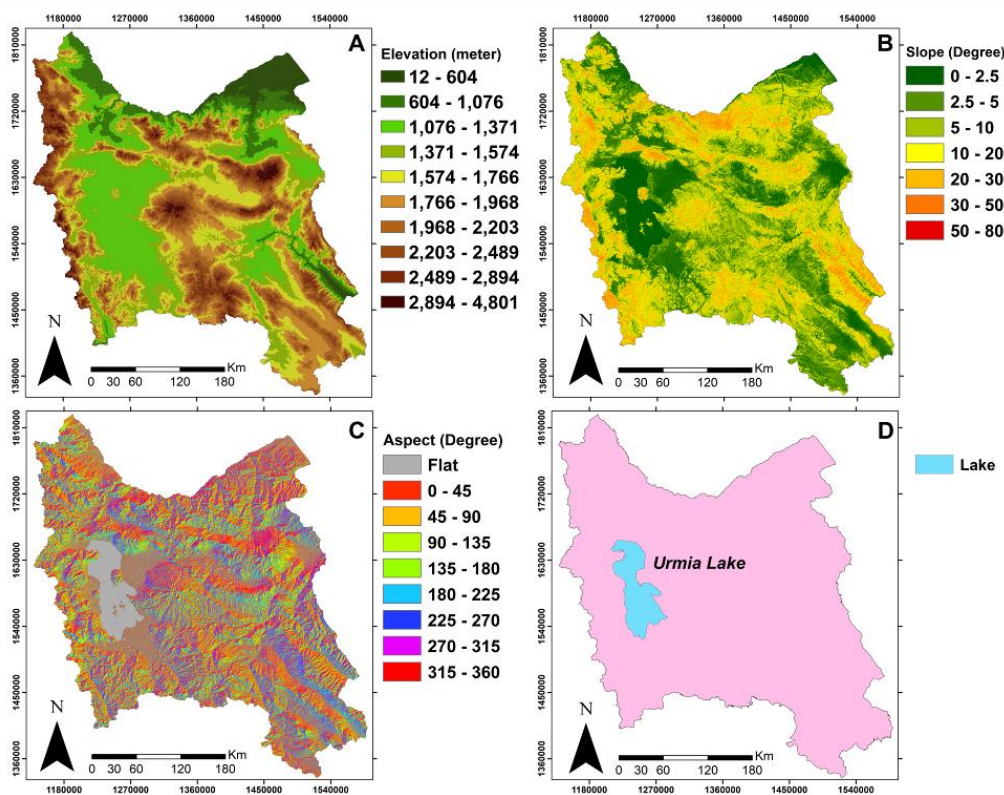
کشور ایران در خاورمیانه بین عرض جغرافیایی ۲۵ تا ۴۰ درجه شمالی و طول جغرافیایی ۴۴ تا ۶۳/۵ درجه خاوری جای گرفته است. شمال باختری ایران نیز بین عرض جغرافیایی ۳۵/۵ تا ۴۰ درجه شمالی و طول جغرافیایی ۴۴ تا ۴۹/۵ درجه خاوری جای دارد و گستره آن برابر با ۱۲۶۰۳۹/۲ کیلومتر مربع است (شکل ۱).



شکل ۱: منطقه مورد بررسی و ایستگاه‌های به کاررفته در این پژوهش

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

روی هم‌رفته وجود کوه‌ها، دره‌ها، دشت‌ها و زمین‌های هموار در کنار هم و در یک پهنه جغرافیایی کوچک سبب شده است تا شمال باختری ایران از توپوگرافی پیچیده‌ای برخوردار باشد. ناهمسانی‌های زیاد ارتفاعی و گوناگونی زیاد شیب زمین در فاصله‌های کم به همراه دامنه‌هایی که در سمت‌وسوهای جغرافیایی گوناگون گسترش یافته‌اند (شکل ۲)، سبب می‌شود تا توزیع مکانی انرژی و رطوبت در شمال باختری ایران در مسافت‌های کوتاه ناهمگون باشد. از این رو رخداد بارش‌های همرفتی، طوفان‌های تندری و پهنه‌های بارشی گوناگون از ویژگی‌های بارش در این ناحیه است.



شکل ۲: برخی ویژگی‌های طبیعی منطقه مورد بررسی شامل (A) ارتفاع (B) شیب، (C) جهت شیب و (D) دریاچه ارومیه

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

داده‌ها

داده‌های به‌کاررفته در این پژوهش، داده‌های شبکه‌ای بارش ماهانه شمال باختری ایران از تاریخ ۱۹۷۰/۱/۱ تا ۲۰۱۹/۱۲/۳۱ (۶۰۰ ماه) است. این داده‌ها دستاورد میان‌یابی بارش روزانه با روش کریگینگ در دستگاه مختصات لامبرت مخروطی هم‌شکل هستند. اندازه هر یاخته 4×4 کیلومتر است؛ از این‌رو آرایه داده‌ها 7818×600 است که به ترتیب شمار پیکسل‌ها و ماه‌ها را نشان می‌دهند. فرایند میان‌یابی بر روی داده‌های ۲۱۹ ایستگاه همدید، آب‌وهواشناسی و باران‌سنجی انجام گرفت. تبدیل داده‌های ایستگاهی به داده‌های شبکه‌ای با سه انگیزه انجام شده است؛ نخست ناهمسانی دوره آماری ایستگاه‌ها، دوم وجود داده‌های گمشده و سوم آنکه داده‌های شبکه‌ای پوششی کامل‌تر در برابر داده‌های نقطه‌ای که با پهنه‌های بدون مقدار از هم جدا شده‌اند، ایجاد می‌کنند. شکل ۱ پراکندگی ایستگاه‌های مورد استفاده در این پژوهش را نشان می‌دهد. همچنین برای گزینش اندازه یاخته‌ها فرایند میان‌یابی با یاخته‌های 10×10 تا 2×2 کیلومتر انجام شد. سپس میانگین‌های بارش برای همگی نقشه‌های به دست آمده محاسبه و مقایسه شد. یافته‌های این فرایند نشان داد که تغییر اندازه میانگین بارش از یاخته‌های 4×4 کیلومتر به پایین کم‌وبیش ثابت می‌شود. از این‌رو این ابعاد به عنوان اندازه بهینه برای فرایند درون‌یابی برگزیده شد.

روش مطالعه

در این پژوهش برای بررسی پویایی فراوانی بارش در شمال باختری ایران نخست فضای فاز فراوانی بارش بازسازی شد. برای بازسازی فضای فاز از روش‌های میانگین اطلاعات متقابل^۱ و روش کائو^۲ استفاده شده است. در گام بعد آشوبناکی فراوانی بارش در منطقه موردبررسی با به‌کارگیری روش‌های بعد همبستگی^۳ و نمای لیاپانوف^۴ ارزیابی شد. همچنین با نگرش به اندازه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف بیشینه افق پیش‌بینی به‌دست آمد. در گام بعد کفایت طول دوره آماری و حافظه بلند مدت سری زمانی فراوانی بارش با به‌کارگیری نمای هارست^۵ بررسی شد. برای پیش‌بینی فراوانی بارش نیز از یک روش غیرخطی استفاده شده است.

گام نخست: بازسازی فضای فاز

با نگرش به نظریه سامانه‌های پویا، دگرگونی‌های آب‌وهوایی به‌شکل غیرخطی نمود می‌یابند. نظریه سامانه‌های پویا تکامل سامانه‌های فیزیکی را بر پایه فضای فاز بررسی می‌کند. فضای فاز گردایه‌ای از همه‌ی متغیرهای موردنیاز برای تعیین حالت سامانه در زمانی مشخص است. حالت سامانه‌ی آب‌وهوایی در یک زمان معین، نقطه‌ای در یک فضای چندبعدی (فضای فاز) است. این فضای چندبعدی حاصل متغیرهای فراوان تعریف‌کننده آب‌وهوا است. چنان‌که لورنز (۱۹۶۴) نیز اشاره کرد، با تغییری اندک در هر یک از متغیرهای سامانه‌ی آب‌وهوا نتایج گوناگونی و بعضاً غیرقابل پیش‌بینی مورد انتظار خواهد بود. ازاین‌رو جایگاه آب‌وهوا در درازمدت در فضای فاز پایدار نخواهد بود و در یک حجم معین از فضای فاز خود تغییر می‌کند. برهمین پایه باور براین است که سامانه‌ی آب‌وهوا گردایه‌ای بسیار پویا و چندبعدی است. در بسیاری از پژوهش‌ها تنها اطلاعات موجود برای بازسازی فضای فاز گردایه‌ای از داده‌ها به‌شکل یک سری زمانی است. در چنین مواردی می‌توان فضای فاز را بر پایه دو مؤلفه زمان تأخیر و بعد نشانیدن به دست آورد.

زمان تأخیر

برآورد زمان تأخیر (τ) برای بازسازی فضای فاز بیشتر از دو روش خودهمبستگی و میانگین اطلاعات متقابل انجام می‌شود. با این همه در روش میانگین اطلاعات متقابل (AMI) افزون بر وابستگی‌های خطی، وابستگی‌های غیرخطی نیز در نظر گرفته می‌شود. ازاین‌رو با استفاده از این روش می‌توان وابستگی‌هایی پیچیده‌تری را آشکار کرد. این روش اندازه احتمال اینکه نقاط همسایه‌ای مانند $x(t)$ و $x(t+\tau)$ از نظر آماری مستقل نیستند را به‌دست می‌دهد. اگر $P(x(t), x(t+\tau))$ توزیع احتمال جداگانه نقاط همسایه و $P(x(t))P(x(t+\tau))$ توزیع احتمال توأم آنها باشد، میانگین اطلاعات متقابل به روش زیر حساب می‌شود (Baker and Gollub, 1996: 43):

$$AMI = \sum_{t=1}^{N-1} P(x(t), x(t+\tau)) \log \frac{P(x(t), x(t+\tau))}{P(x(t))P(x(t+\tau))}$$

1. Average mutual information
2. Cao
3. Correlation dimension
4. Lyapunov exponent
5. Hurst exponent
6. State

در روش بالا معمولاً نخستین تأخیری که در آن اندازه اطلاعات متقابل کمینه می‌شود را به‌عنوان زمان تأخیر در نظر می‌گیرند.

بعد نشانیدن: برای برآورد بعد نشانیدن از روش کائو استفاده شده است. روش کائو در حقیقت اصلاح‌شده روش نزدیک‌ترین همسایه کاذب است و برپایه محاسبه دو کمیت $E1(d)$ و $E2(d)$ استوار است. $E1(d)$ را می‌توان به‌شکل زیر به‌دست آورد (Cao, 1997: 44):

$$E1(d) = \frac{E(d+1)}{E(d)}$$

که در آن $E(d)$ برابر است با:

$$E(d) = \frac{1}{N-d\tau} \sum_{t=0}^{N-d\tau} a(i, d)$$

می‌توان دید که در رابطه بالا اندازه $E(d)$ به زمان تأخیر (τ) و بعد نشانیدن (d) بستگی دارد. همچنین a را می‌توان به شکل زیر به دست آورد:

$$a(i, d) = \frac{\|y_i(d+1) - y_{n(i,d)}(i, d+1)\|}{\|y_i(d) - y_{n(i,d)}(i, d)\|}$$

که در آن $y_i(d+1), i=1, 2, \dots, N-d\tau$ بردار i ام در بعد $d+1$ و $y_{n(i,d)}(d)$ نزدیک‌ترین همسایه به $y_i(d)$ در فضای فاز d بعدی هستند. مناسب‌ترین بعد نشانیدن اندازه‌ای از d است که در آن $E1(d)$ اشباع‌شده و پس‌از آن مسیر کم‌وبیش ثابتی را دنبال کند. گذشته ازآنچه بیان شد در روش کائو با برآورد $E2(d)$ به‌شکل زیر می‌توان تصادفی یا آشوبی بودن سامانه را آزمون کرد.

$$E2(d) = \frac{E^*(d+1)}{E^*(d)}$$

که $E^*(d)$:

$$E^*(d) = \frac{1}{N-d\tau} \sum_{t=0}^{N-d\tau} |y_{i+d\tau} - y_{n(i,d)+d\tau}|$$

اندازه $E2(d)$ برای سامانه‌های تصادفی همواره نزدیک به ۱ است. حال آن‌که در سامانه‌های آشوبی برای بدهای نشانیدن کوچک این کمیت کوچک‌تر از ۱ است. ازاین‌رو روش کائو گذشته از اینکه بعد نشانیدن را آشکار می‌کند، آزمونی برای آشوبی بودن یک سری زمانی نیز محسوب می‌شود.

گام دوم: بررسی آشوبناکی فراوانی بارش

بعد همبستگی: بعد همبستگی یکی از پرکاربردترین روش‌های شناسایی سامانه‌های آشوبی است. برآورد بعد همبستگی با استفاده از انتگرال همبستگی انجام می‌شود. انگاره بنیادین در روش یادشده این است که فرایندهای تصادفی دارای ابعاد پیوسته (بی‌نهایت) هستند. حال‌آنکه یک فرایند آشوبی ابعاد محدودتری دارد. در این روش

کره‌ای پیرامون یک نقطه در فضای فاز ساخته می‌شود و شعاع این کره تا جایی که همه نقاط فضای فاز را در برگیرد افزایش می‌یابد. انتگرال همبستگی $C(r)$ برای یک فضای حالت m بعدی به شکل زیر به دست می‌آید (Elshorbagy, et al, 2002: 148):

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

که در آن $1 \leq i \leq j \leq N$ و H یک تابع پله‌ای به شکل زیر است:

$$H(u) = \begin{cases} 1 & \text{if } u \geq 0 \\ 0 & \text{if } u < 0 \end{cases}$$

در روابط بالا $u = r - |Y_i - Y_j|$ ، شعاع کره ساخته شده با کانون Y_i یا Y_j و N شمار نقطه‌ها در فضای فاز هستند. همچنین برای اندازه‌های مثبت r انتگرال همبستگی با رابطه زیر به r مرتبط می‌شود:

$$C(r) \approx ar^{D_2}$$

$r \rightarrow 0, N \rightarrow \infty$

که در آن a یک ضریب ثابت و D_2 نمای همبستگی هستند. D_2 از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$D_2 = \lim_{r \rightarrow 0, N \rightarrow \infty} \frac{\log C(r)}{\log(r)}$$

در عمل برای محاسبه D_2 ، $\log C(r)$ در برابر $\log(r)$ رسم می‌شود. سپس با استفاده از روش کم‌ترین مربعات خطا شیب بخش خطی نمودار برای بعدهای نشان‌دهنده گوناگون برآورد می‌شود. آنگاه با رسم D_2 در برابر بعدهای نشان‌دهنده می‌توان به نوع فرایند پی برد. به گونه‌ای که اگر D_2 با افزایش بعد نشان‌دهنده، همواره افزایش یافته و اشباع نشود؛ فرایند تصادفی است ولی اگر این نمودار اشباع شده و روند افزایشی خود را از دست بدهد؛ فرایند قطعی است. همچنین اگر عددی که D_2 در آن اشباع می‌شود؛ غیرصحیح باشد، فرایند آشوبناک خواهد بود.

نمای لیاپانوف: نمای لیاپانوف معیار مهمی در بررسی آشوبناکی یک سامانه است. طیف نماهای لیاپانوف را می‌توان از رباينده بازسازی شده محاسبه کرد. بیش‌تر روش‌های موجود برای این کار بسیار پیچیده هستند؛ با این‌همه الگوریتم سراسری برای محاسبه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف وجود دارد. این نما معیاری از سرعت افزایش فاصله‌های خطی است و بیشینه افق پیش‌بینی سامانه را به دست می‌دهد (Baker and Gollub, 1996: 84).

برای محاسبه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف ($\lambda_{\max}$) یک نقطه مانند s_{n_0} در فضای فاز در نظر گرفته می‌شود و سپس میانگین فاصله همه نقاطی (S_n) که در یک فاصله مشخص (r) از نقطه اول جای دارند را به دست می‌آورند. این رویه برای N نقطه انجام می‌شود که آن را معیار کشیدگی می‌نامند (Kantz and Schreiber, 2023: 50):

$$S = \frac{1}{N} \sum_{n_0=1}^N \ln \left(\frac{1}{|U(s_{n_0})|} \sum |s_{n_0} - s_n| \right)$$

در این رابطه $U(s_{n_0})$ شمار همسایه‌های یافت شده پیرامون نقطه s_{n_0} است. با ترسیم S در برابر N و یا $t = N\Delta t$ ، نموداری به دست می‌آید که شیب بخش خطی آن تقریبی از بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف است و اگر اندازه بزرگ‌ترین نما مثبت باشد نشان‌گر آشوبی بودن سامانه است. با در دست داشتن $\lambda_{\max}$ می‌توان بیشینه افق پیش‌بینی را نیز از رابطه زیر محاسبه کرد (Kantz and Schreiber, 2023: 50):

$$\Delta t = \frac{1}{\lambda_{\max}}$$

گام سوم: کفایت طول دوره و حافظه بلند مدت

نمای هارست: نمای هارست شگردی پرکاربرد برای برآورد حافظه یک سری زمانی است. همچنین این روش آزمونی برای جداسازی یک سری زمانی تصادفی از سری‌های غیر تصادفی است. برآورد نمای هارست با بخش کردن یک سری زمانی به چند زیر سری آغاز می‌شود. سپس هر سری با کم کردن میانگین از مشاهدات بهنجار شده و به یک سری زمانی تجمعی تبدیل می‌شود. از آنجا که فرایند بهنجارسازی سری‌ها با کم کردن هر مشاهده از میانگین سری انجام می‌شود؛ آخرین عدد در سری‌های تجمعی شده همیشه صفر است. اگر سری زمانی تجمعی شده را Y بنامیم، آنگاه دامنه تعدیل‌شده آن را می‌توان به شکل زیر به دست آورد (Tatli, 2015: 764؛ شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۲۸):

$$R_n = \max(Y_1, \dots, Y_n) - \min(Y_1, \dots, Y_n)$$

هارست (۱۹۵۱) رابطه زیر را تعریف کرده است:

$$\left(\frac{R}{S}\right)_N = c N^H$$

که در آن $\left(\frac{R}{S}\right)_N$ دامنه تجدید مقیاس شده، N شمار مشاهدات، c ضریب ثابت و H نمای هارست است. رابطه بالا را می‌توان به شکل زیر نیز نوشت:

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_N = \log(c) + H \log(N)$$

در عمل می‌توان با رسم لگاریتم دامنه تجدید مقیاس شده در برابر N و برازش خط رگرسیون، اندازه H را برآورد کرد. اگر H برابر با $0/5$ باشد نشان‌گر یک فرایند تصادفی است. برای فرایندهای همبسته و دارای حافظه درازمدت H بزرگ‌تر از $0/5$ و کوچک‌تر- مساوی ۱ خواهد بود و اگر اندازه H کوچک‌تر از $0/5$ تا صفر باشد؛ نشان‌گر بی‌دوام بودن سری است. وجود حافظه درازمدت در یک سری زمانی نشان می‌دهد که این سری از ویژگی مناسبی برای الگوسازی و پیش‌بینی برخوردار است.

گام چهارم: پیش‌بینی

با نگرش به پیچیدگی‌های رفتار بارش در این پژوهش برای پیش‌بینی فراوانی بارش آینده از یک روش غیرخطی استفاده شده است. این روش از ساختارهای قطعی در یک سری زمانی آشوبناک استفاده می‌کند و بر پایه روش قیاسی لورنز (۱۹۶۹) گسترش یافته است. در روش قیاسی لورنز برای پیش‌بینی وضعیت آینده در موقعیت X_{N+1} بر پایه X_N ، فهرستی از همه‌ی حالت‌های X_n با $n < N$ که همانند X_N هستند، فراهم می‌شود. اگر وضعیت در n_0 همانند وضعیت حال باشد و از این‌رو در فضای فاز نزدیک به موقعیت حال، همسان بودن X_{n_0+1} با X_{N+1} تضمین می‌شود. با نگرش به این‌که $n_0 < N$ است؛ پس $n_0+1 \leq N$ خواهد بود. از این‌رو می‌توان X_{n_0+1} را از روی مشاهدات پیشین خواند. اگر رفتار سامانه به‌اندازه کافی مشاهده شده باشد، می‌توان وضعیتی در گذشته پیدا کرد که همانند وضعیت کنونی باشد. از این‌رو پیش‌بینی انجام‌شده یعنی $\hat{X}_{N+1} = X_{n_0+1}$ به واقعیت نزدیک خواهد بود. در عمل، ما معمولاً حالت واقعی سامانه در موقعیت X_n را اندازه‌گیری نمی‌کنیم. بلکه یک یا شمار اندکی از کمیت‌ها را

مشاهده می‌کنیم که اندازه آنها به حالت سامانه بستگی دارد؛ پس آن‌چه معمولاً در دست داریم اسکالرهایی اندازه-گیری شده است. از این رو می‌توان نوشت (Kantz and Schreiber, 2023: 50):

$$s_n = s(X_n), \quad n = 1, \dots, N$$

که تابع اندازه‌گیری S در بیش‌تر موارد ناشناخته است. روشن است که نمی‌توان S را وارون کرد؛ با این همه می‌توان از یک تأخیر زمانی برای بازسازی مسیرهای فاز و به‌دست آوردن بردارهای همسان با نمونه اصلی استفاده کرد:

$$S_n = (s_{n-(m-1)\tau}, s_{n-(m-2)\tau}, \dots, s_{n-\tau}, s_n)$$

این رویه دو پارامتر قابل تنظیم، نخست زمان تأخیر (τ) و دوم بُعد نشانیدن (m) را به روش پیش‌بینی که در آغاز بدون پارامتر بود می‌افزاید. با این همه روشی که به‌دست می‌آید، همچنان ساده است. فرایند از ساختن بردارهای تأخیر $s_n, \dots, s_{n-(m-1)\tau}$ برای همه اندازه‌گیری‌های $S_N, \dots, S_1$ آغاز می‌شود. برای پیش‌بینی $s_{N+\Delta n}$ بردار نشانده شده‌ی S_{n0} که به S_N نزدیک است، جستجو و پیدا می‌شود و از $S_{n0+\Delta n}$ به‌مانند یک پیش‌بینی کننده استفاده می‌شود.

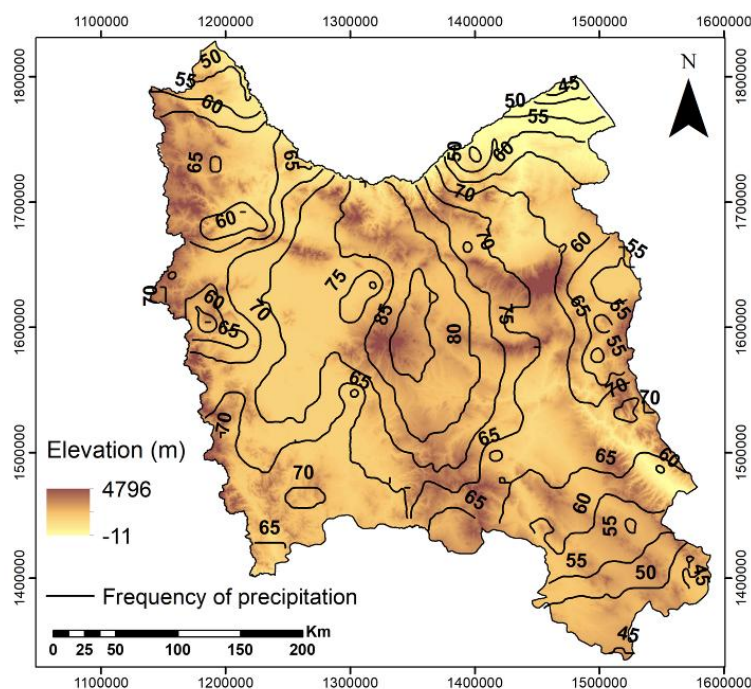
در گام بعد باید این واقعیت را در نظر گرفت که هر اندازه‌گیری یک مقدار پیوسته تنها تا اندازه‌ای معتبر است که وضوح و دقت اندازه‌گیری اجازه می‌دهد. دقت اندازه‌گیری معمولاً به‌وسیله نوسان‌های موجود در ابزار اندازه‌گیری محدود می‌شود و ما همواره امیدواریم که این نوسان‌ها تصادفی باشند. همچنین باید این واقعیت را نیز در نظر داشت که اندازه‌گیری‌ها در نهایت به‌شکل گسسته ثبت می‌شوند. به هر روی، عامل محدودکننده وضوح اندازه‌گیری معمولاً σ نامیده می‌شود. آن‌چه بیان شد به این معنی است که دیگر جستجو در گذشته برای یافتن نزدیک‌ترین حالت بهترین کاری که می‌توان انجام داد نیست؛ زیرا فاصله‌های میان نقاط با عدم قطعیتی به‌اندازه σ آلوده هستند. همه نقاط موجود در فضای فاز با شعاع σ باید به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده‌هایی با کیفیت همسان در نظر گرفته شوند. از این رو پیشنهاد می‌شود که به‌جای گزینش دلخواه یکی از آنها، میانگین حسابی پیش‌بینی‌های تک‌تک آنها را در نظر بگیریم. برآورد وضوح اندازه‌گیری‌ها پارامتر سوم را به روش پیش‌بینی می‌افزاید. حال می‌توان فرایند پیش‌بینی را به این شکل انجام داد: برای یک سری زمانی اسکالر $(S_1, \dots, S_N)$ ، زمان تأخیر و بُعد نشانیدن را به‌دست می‌آوریم. همچنین بردارهای تأخیر را ایجاد می‌کنیم. برای پیش‌بینی روبه‌جلو به‌اندازه ΔN ، پارامتر $\mathcal{E}$ را برپایه وضوح اندازه‌گیری تعریف کرده و همسایگی $U_{\mathcal{E}}(S_N)$ را به شعاع $\mathcal{E}$ برای نقطه S_N در نظر می‌گیریم. حال می‌توان همه‌ی نقاط موجود در این شعاع را حالت‌های نزدیک و میانگین حسابی پیش‌بینی‌های آنها را به‌عنوان اندازه پیش‌بینی‌شده در نظر گرفت. همچنین اگر در شعاع $\mathcal{E}$ هیچ همسایه‌ای یافت نشود، می‌توان شعاع جستجو را افزایش داد. بیان ریاضی آن‌چه شرح داده شد، به‌شکل زیر است (Kantz and Schreiber, 2023: 51):

$$\hat{s}_{N+\Delta n} = \frac{1}{U_{\mathcal{E}}(S_N)} \sum_{s_n \in U_{\mathcal{E}}(S_N)} s_{n+\Delta n}$$

نتایج و بحث

میانگین فراوانی بارش شمال باختری ایران

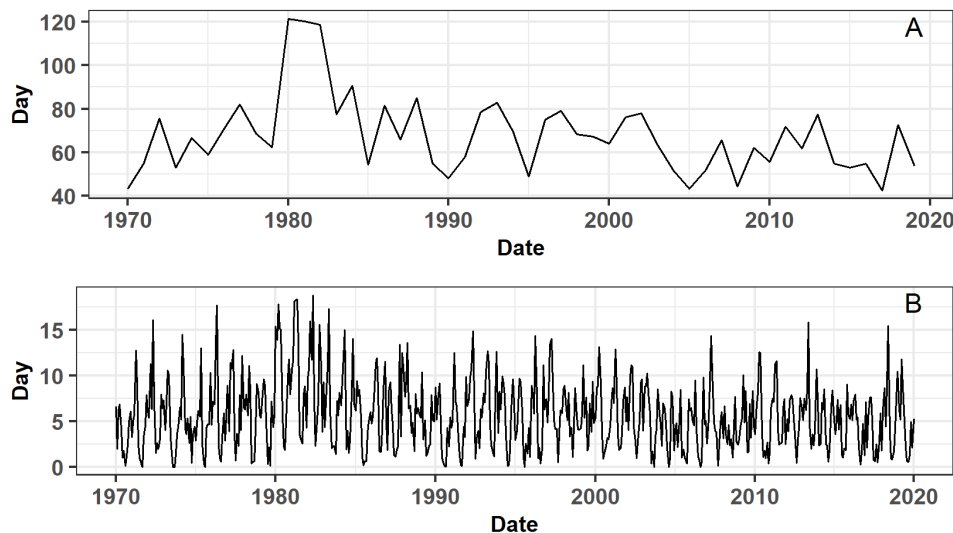
شکل ۳ توزیع مکانی بلندمدت فراوانی بارش سالانه (به روز) و ناهمواری‌های شمال باختری ایران را نشان می‌دهد. می‌توان دید، بخش‌های میانی و شمالی از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ بیش‌ترین فراوانی بارش سالانه را داشته‌اند. به‌گونه‌ای که فراوانی بارش در این نواحی بین ۷۵ تا ۹۰ روز بوده است. این ناحیه هماهنگ با بلندی‌های مرکزی منطقه هستند و از این رو راستایی کم‌وبیش شمالی جنوبی دارد. شمار روزهای بارشی از بخش‌های میانی به پیرامون کم می‌شود، به‌گونه‌ای که در بسیاری از بخش‌های خاوری، باختری و جنوبی فراوانی بارش به ۵۰ تا ۷۵ روز می‌رسد. کم‌ترین فراوانی بارش نیز در بخش‌هایی از شمال باختری، شمال خاوری و جنوب باختری در زمین‌های کم‌ارتفاع‌تر این نواحی دیده می‌شود. با این‌همه فراوانی بارش در همه‌جا از شکل زمین پیروی نمی‌کند. عساکره (۲۰۲۰) پیشنهاد می‌کند که برای تبیین پراکندگی مکانی بارش در شمال باختری ایران باید به بارش‌های همرفتی توجه ویژه‌ای داشت (Asakereh, 2020: 470). با این‌همه به‌نظر می‌رسد، آن‌گونه که عساکره (۲۰۱۷) نیز نشان داده است، توزیع مکانی بارش در این منطقه زیر اثر تعامل‌های بین ارتفاع، راستای رشته‌کوه‌ها، جریان‌های هوای گرم و مرطوبی که به منطقه وارد می‌شود و جریان‌های همرفتی باشد. این پیچیدگی‌ها و اثرپذیری شمال باختری ایران از جریان‌های هوای گوناگون در فصل‌های مختلف سال سبب می‌شود که توزیع زمانی و مکانی بارش در این منطقه از پیچیدگی زیادی برخوردار باشد.



شکل ۳: توزیع مکانی میانگین فراوانی بارش سالانه (به روز) در شمال باختری ایران (۱۹۷۰ - ۲۰۱۹)

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

شکل ۴ نشان می‌دهد که سال ۱۹۸۰ بیش‌ترین و سال ۲۰۱۷ کم‌ترین فراوانی بارش را بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ داشته‌اند. در همین دوره میانگین فراوانی بارش سالانه در شمال باختری ایران ۶۸ روز بوده است. ماه‌های آوریل و می با ۱۰ روز بیش‌ترین و ماه‌های جولای و آگوست با ۲ روز کم‌ترین فراوانی بارش ماهانه را داشته‌اند. همچنین میانگین فراوانی بارش ماهانه در دوره مورد بررسی ۶ روز بوده است.



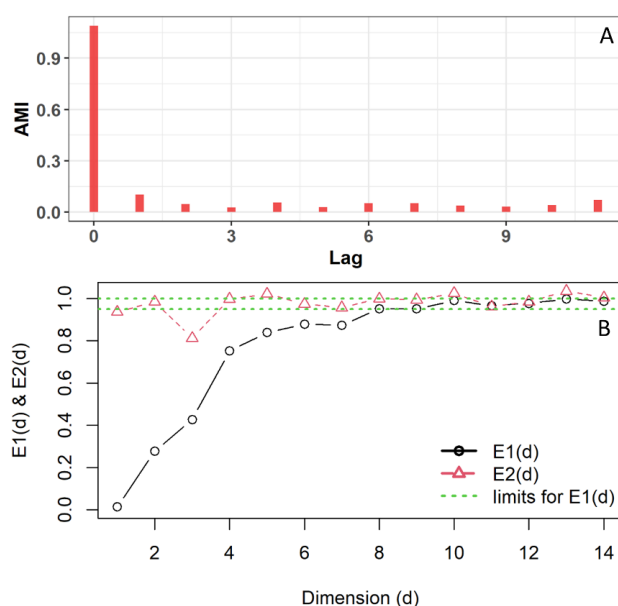
شکل ۴: سری زمانی میانگین فراوانی بارش سالانه (A) و ماهانه (B) شمال باختری ایران

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

بازسازی فضای فاز میانگین فراوانی بارش ماهانه

برای بازسازی فضای فاز نخست زمان تأخیر و سپس بعد نشان دادن میانگین فراوانی بارش ماهانه محاسبه شده است: برآورد زمان تأخیر: برای برآورد زمان تأخیر بهینه نخست با استفاده از روش میانگین اطلاعات متقابل زمان تأخیر مناسب به دست آمد که دستاورد آن در شکل A-۵ دیده می‌شود. براساس شکل یادشده اندازه تابع میانگین اطلاعات متقابل در تأخیر ۳ به نخستین کمینه خود رسیده و به صفر نزدیک می‌شود. از این رو می‌توان تأخیر سوم را زمان تأخیر مناسب برای فراوانی بارش ماهانه دانست. به بیان دیگر فراوانی بارش هر ماه به فراوانی بارش سه ماه پیش از خود وابستگی معنی‌داری دارد و این همبستگی به‌اندازه‌ای است که بتوان از آن برای بازسازی پویایی رفتار بارش استفاده کرد.

برآورد بعد نشان دادن: برای برآورد بعد نشان دادن از روش کائو استفاده شده است. شکل B-۵ نشان می‌دهد که در یک روند کلی اندازه E1 در بدهای کوچک افزایش می‌یابد تا این که در بعد ۸ وارد بازه ۰/۹۵ تا ۱ (خط چین سبز رنگ) می‌شود و در پی اشباع شدن با کاهش افت‌وخیزها مسیری نسبتاً مستقیم را می‌پیماید. از این رو بر پایه روش کائو بعد نشان دادن بهینه برای فراوانی بارش ماهانه ۸ خواهد بود. گذشته از این اندازه E2 در بدهای کوچک کم‌تر از ۱ بوده و با افزایش بعد به ۱ نزدیک می‌شود که خود گواهی بر آشوبی بودن رفتار میانگین فراوانی بارش ماهانه در شمال باختری ایران است.

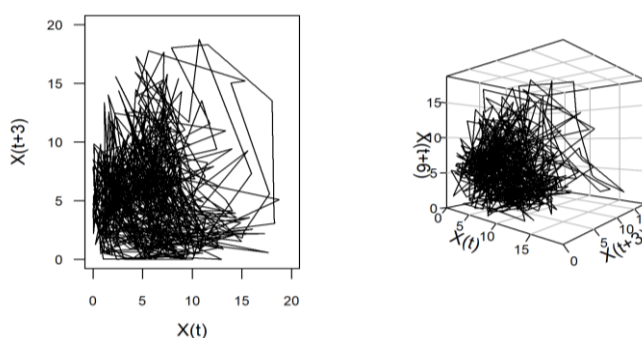


شکل ۵: میانگین اطلاعات متقابل (A) و برآورد بعد نشانیدن برای میانگین فراوانی بارش ماهانه (B)

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

ترسیم فضای فاز

شکل ۶ فضای فاز میانگین فراوانی بارش ماهانه را در ۲ و ۳ بعد و با تأخیر ۳ ماه نشان می‌دهد. بر این پایه بردارهای تأخیر توزیع نسبتاً مناسبی دارند که نشانه‌ای از گزینش زمان تأخیر بهینه است. می‌توان دید که بردارهای تأخیر در فضای فاز هرگز یک مسیر ثابت را نمی‌پیمایند باین‌همه این بردارها به بخش‌های ویژه‌ای از فضای فاز گرایش دارند. همچنین تفاوت‌های نخستین کوچک در شرایط اولیه سبب می‌شود تا بردارها به گونه‌ای آشکار مسیرهای گوناگونی را بپیمایند. از این رو می‌توان استنباط نمود که رباينده فراوانی بارش ماهانه یک رباينده شگفت است.



شکل ۶: فضای فاز میانگین فراوانی بارش ماهانه در دو و سه بعد

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

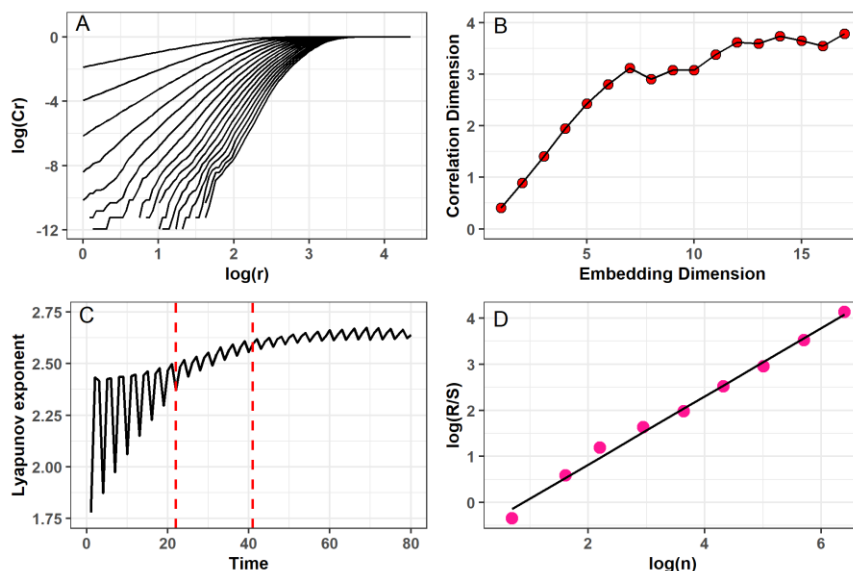
ارزیابی آشوبناکی و حافظه سری زمانی فراوانی بارش ماهانه

برآورد بعد همبستگی: شکل A-۷ نمودار انتگرال همبستگی برپایه شعاع و بعد نشانیدن فزاینده برای فراوانی بارش ماهانه را نشان می‌دهد که سه ناحیه تهی، اشباع و مقیاس‌گذاری به‌روشنی در آن دیده می‌شوند. همچنین مقدار بعد همبستگی

برای هریک از بُدهای نشاندهنده که برپایه شیب در ناحیه مقیاس‌گذاری به‌دست‌آمده است در بخش B از شکل یادشده آمده است. بر این پایه برای سری زمانی فراوانی بارش در بُدهای نشاندهنده کوچک، بعد همبستگی کوچک بوده و مسیری افزایشی دارد تا این‌که با افزایش بعد نشاندهنده، بعد همبستگی در $3/6$ اشباع می‌شود. از این‌رو بعد همبستگی برآورد شده $3/6$ است. اشباع شدن بعد همبستگی و مقدار غیر صحیح آن گواهی دیگر بر رفتار آشوبناک فراوانی بارش ماهانه در شمال باختری ایران است.

بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف: نماهای لیاپانوف برآورد شده برای فراوانی بارش ماهانه در شکل ۷-C آمده است. شیب ناحیه خطی نمودار در این شکل برآوردی از بزرگ‌ترین نما را به‌دست می‌دهد. بر این پایه اندازه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف برای فراوانی بارش ماهانه $0/07$ برآورد شده است. مثبت بودن بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف گواهی بر رفتار آشوبناک سری مورد بررسی است؛ همچنین افق پیش‌بینی بر پایه بزرگ‌ترین نمای به‌دست‌آمده 143 ماه است.

نمای هارست: شکل ۷-D نمودار $\log(R/S)$ به $\log(n)$ برای میانگین فراوانی بارش ماهانه، همچنین خط برازش شده برای برآورد H را نشان می‌دهد. بر این پایه نمای هارست برای فراوانی بارش ماهانه $0/7$ به‌دست آمد. از این‌رو سری زمانی میانگین فراوانی بارش ماهانه یک سری با حافظه درازمدت است. به بیان دیگر نه‌تنها فراوانی بارش در شمال باختری ایران با گذشته خود، همبستگی دارد؛ بلکه وابستگی‌ها در این سری زمانی درازمدت بوده و به‌آرامی کاهش می‌یابد.



شکل ۷: انتگرال همبستگی بر پایه شعاع و بعد نشاندهنده فزاینده (A)، بعد همبستگی در بعدهای نشاندهنده فزاینده (B)، برآورد بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف (C) و برآورد نمای هارست (D)

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

برآورد پارامترها و آزمون مدل پیش‌بینی

گزینش بعد بهینه برای پیش‌بینی: برای گزینش بعد نشاندهنده بهینه برای پیش‌بینی شمار بارش، فراوانی روزهای بارشی ۱۲۰ ماه پایانی (۲۰۱۹-۲۰۱۰) با زمان تأخیر ۳ و بعدهای نشاندهنده گوناگون برآورد شد. یافته‌های این بخش نشان داد که کم‌ترین اندازه خطا و بیش‌ترین اندازه ضریب تبیین در بعد ۱۰ به‌دست می‌آید. جدول ۱ اندازه RMSE و R^2 را برای بعدهای ۱ تا ۱۰ نشان می‌دهد. برپایه این جدول خطای مدل در بعد ۱۰ برابر با $2/7$ و ضریب تبیین آن $0/33$ است.

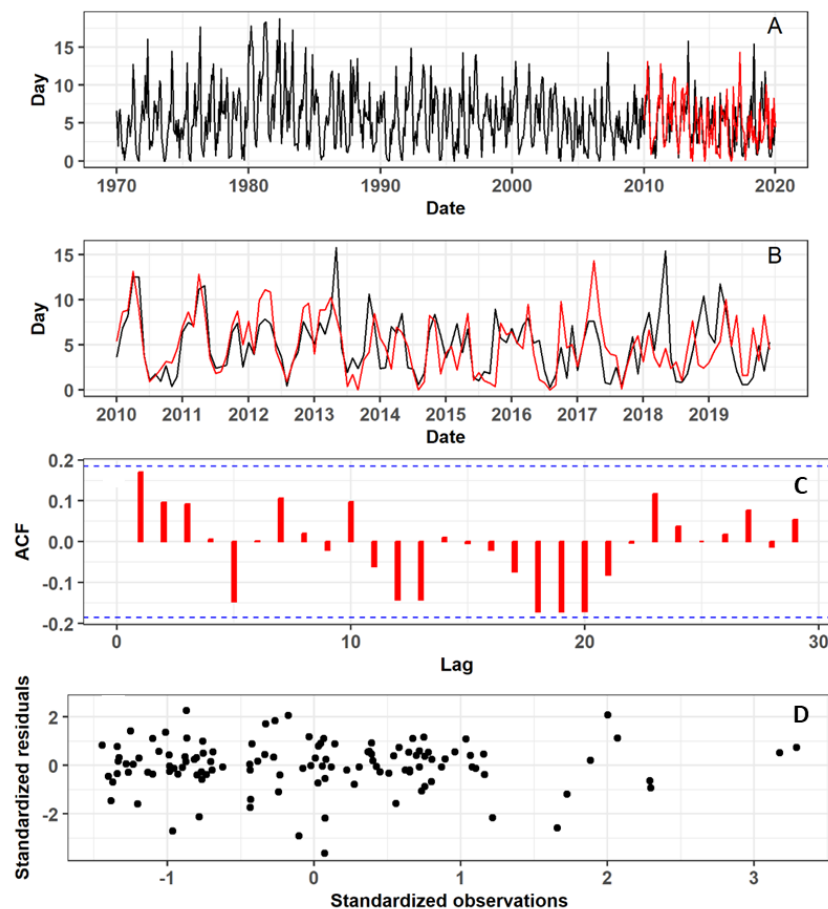
جدول ۱: اندازه RMSE و R^2 مدل در بُعدهای نشانند گوناگون

R^2	RMSE	بُعد نشانند	R^2	RMSE	بُعد نشانند
۰/۱	۳/۳	۶	۰/۳۵	۳/۱	۱
۰/۳۳	۳	۷	۰/۰۵	۳/۲	۲
۰/۰۲	۶/۵	۸	۰/۳۳	۲/۹	۳
۰/۰۲	۶/۵	۹	۰/۳۳	۳	۴
۰/۳۳	۲/۷	۱۰	۰/۰۰۴	۳/۷	۵

مآخذ: نگارندگان، ۱۴۰۳

ارزیابی مدل پیش‌بینی با زمان تأخیر ۳ و بُعد نشانند ۱۰

دست‌آورد برآورد فراوانی بارش در دوره ۲۰۱۹-۲۰۱۰ با زمان تأخیر ۳ و بُعد نشانند ۱۰ که در شکل ۸ آمده است، نشان می‌دهد که هرچند برآوردها دقیقاً با مشاهدات برابر نیستند ولی هماهنگی درخور پذیرشی با آنها داشته و از رفتار کلی مشاهدات پیروی می‌کنند. همچنین مانده‌های مدل بدون روند و بدون خودهمبستگی معنی‌دار بوده و به گونه‌ای تصادفی توزیع شده‌اند.



شکل ۸: مشاهدات (منحنی سیاه) و برآوردهای مدل (منحنی سرخ) برای فراوانی بارش (A و B)، خودهمبستگی (C) و پراکنش‌نگار (D) مانده‌های مدل

تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

مقایسه میانگین‌های ماهانه فراوانی بارش برآورد شده و مشاهداتی (جدول ۲) نشان می‌دهد که بیش‌ترین اندازه خطای مدل ۱ روز است. به‌گونه‌ای که در ماه‌های مارس، می و آگوست برآوردها ۱ روز کم‌تر از مشاهدات و در ماه‌های آوریل و جون ۱ روز بیش از مشاهدات بوده است. در دیگر ماه‌ها نیز مشاهدات و برآوردها برابر هستند. همچنین می‌توان دید که فصل بهار (آوریل، می و جون) با فراوانی بارش ۲۰ روز و قدرمطلق خطای ۳ روز بیش‌ترین اندازه خطا را در بین فصل‌های سال داشته است. از این‌رو بیش‌ترین خطای برآورد در پربارش‌ترین فصل سال رخ داده است. پس از بهار فصل‌های زمستان (ژانویه، فوریه و مارس) با ۱۸ روز بارشی به‌عنوان دومین فصل پربارش و تابستان (جولای، آگوست و سپتامبر) با ۶ روز بارشی به‌عنوان کم‌بارش‌ترین فصل سال، قدرمطلق خطایی برابر با ۱ روز داشته‌اند. اندازه خطا در پاییز (اکتبر، نوامبر و دسامبر) که با ۱۶ روز بارشی سومین فصل پربارش سال بوده برابر با صفر است. از این‌رو کم‌ترین اندازه خطای برآورد فراوانی بارش در پاییز رخ داده است. می‌توان دید که اندازه‌های خطای برآورد فصلی نیز همچون برآوردهای ماهانه از الگوی مشخصی پیروی نمی‌کنند و به‌گونه‌ای تصادفی در میان فصل‌های پربارش و کم بارش توزیع شده‌اند. درخور بیان است که خطای برآورد میانگین سالانه بارش تنها ۱- است. از این‌رو مدل پیش‌بینی در برآوردهای فراوانی بارش در دوره ۲۰۱۹-۲۰۱۰ کارکرد شایسته‌ای داشته است.

جدول ۲: میانگین فراوانی بارش مشاهده و برآورد شده (۲۰۱۹-۲۰۱۰)

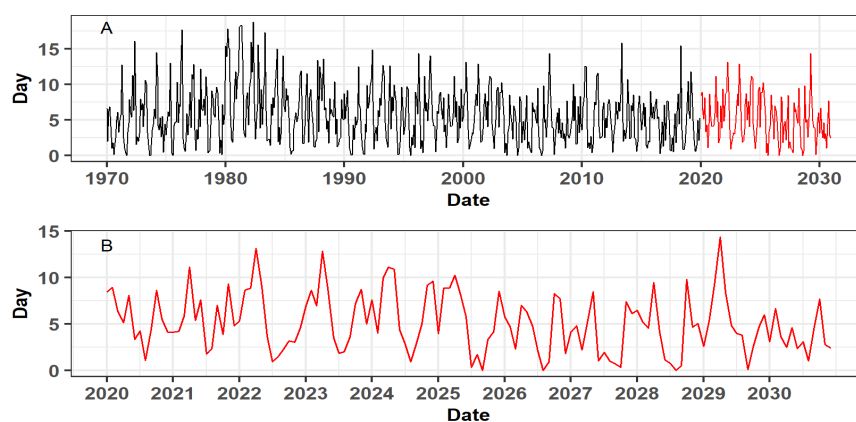
	فراوانی بارش (به روز)		
	خطا	برآورد	مشاهدات
ژانویه	۰	۵	۵
فوریه	۰	۶	۶
مارس	-۱	۶	۷
آوریل	۱	۹	۸
می	-۱	۸	۹
جون	۱	۴	۳
جولای	۰	۲	۲
آگوست	-۱	۱	۲
سپتامبر	۰	۲	۲
اکتبر	۰	۵	۵
نوامبر	۰	۶	۶
دسامبر	۰	۵	۵
میانگین سالانه	-۱	۵۹	۶۰

مأخذ: نگارندگان، ۱۴۰۳

پیش‌بینی فراوانی بارش

دست‌آورد پیش‌بینی فراوانی بارش ماهانه برای دوره ۲۰۲۰-۲۰۳۶ در شکل ۹ و جدول ۳ آمده است. یافته‌های این بخش نشان می‌دهد که فراوانی بارش سالانه از ۶۸ روز به ۵۹ روز کاهش می‌یابد. از این‌رو شمار میانگین روزهای بارش در سال ۹ روز (برابر با ۱۳/۲ درصد) کاهش خواهد یافت. همچنین همه ماه‌های سال به‌جز فوریه، سپتامبر و نوامبر با یک روز کاهش بارش روبه‌رو خواهند شد. چنین رخدادی سبب می‌شود تا در ماه‌های جولای و آگوست فراوانی بارش تا ۵۰ درصد کاهش یابد. این کاهش در ژوئن به ۲۵ درصد می‌رسد. پس از آن ماه‌های اکتبر، دسامبر

و ژانویه با ۱۶/۶ درصد کاهش قرار دارند. همچنین برای ماه‌های مارچ ۱۲/۵ درصد و برای اپریل و می ۱۰ درصد کاهش بارش پیش‌بینی شده است. از این‌رو هرچند که کاهش فراوانی بارش در همه فصل‌های سال دیده می‌شود ولی این مقدار در ماه‌های پربارش کمتر و در ماه‌های کم‌بارش بیشتر است. روی هم رفته بیش‌ترین کاهش فراوانی بارش در تابستان و پس از آن در فصل سرد رخ می‌دهد. با نگرش به اینکه بارش‌های فصل سرد شمال باختری ایران بیش‌تر زیر اثر سامانه‌های همدید و بارش‌های فصل گرم بیش‌تر دستاورد فرایندهای محلی است می‌توان استنباط کرد که کاهش فراوانی بارش در فصل سرد احتمالاً زیر اثر کاهش ورود سامانه‌های همدیدی مولد بارش به منطقه (Asakereh et al, 2019: 412; Khojasteh, 2020: 904) و در فصل گرم زیر اثر کاهش تباین دمای بین دامنه و دشت بر اثر افزایش دمای دشت‌ها است.



شکل ۹: شکل ۱۰: فراوانی بارش مشاهداتی (منحنی سیاه) و پیش‌بینی شده (منحنی سرخ رنگ) تهیه و ترسیم: نگارندگان، ۱۴۰۳

جدول ۳: فراوانی بارش مشاهده شده (۱۹۷۰-۲۰۱۹)، پیش‌بینی شده ۲۰۲۰-۲۰۳۰ و تغییرات آن

تغییرات	روز	فراوانی بارش به روز (به روز)		
		۲۰۲۰ - ۲۰۳۰	۱۹۷۰ - ۲۰۱۹	
درصد				
-۱۶/۶	-۱	۵	۶	ژانویه
۰	۰	۶	۶	فوریه
-۱۲/۵	-۱	۷	۸	مارس
-۱۰	-۱	۹	۱۰	آوریل
-۱۰	-۱	۹	۱۰	می
-۲۵	-۱	۳	۴	جون
-۵۰	-۱	۱	۲	جولای
-۵۰	-۱	۱	۲	اگوست
۰	۰	۲	۲	سپتامبر
-۱۶/۶	-۱	۵	۶	اکتبر
۰	۰	۶	۶	نوامبر
-۱۶/۶	-۱	۵	۶	دسامبر
-۱۳/۲	-۹	۵۹	۶۸	میانگین سالانه

مأخذ: نگارندگان، ۱۴۰۳

نتیجه‌گیری

در این پژوهش با به‌کارگیری نظریه آشوب، پویایی فراوانی بارش ماهانه شمال باختری ایران بررسی و پیش‌بینی شده است. یافته‌ها نشان داد که زمان تأخیر و بعد نشانیدن بهینه برای بازسازی فضای فاز فراوانی بارش به ترتیب ۳ و ۸ است. همچنین بازسازی فضای فاز نشان داد که رباینده بارش ماهانه یک رباینده شگفت است. اندازه بعد همبستگی و بزرگ‌ترین نمای لیپانوف به ترتیب برابر با $3/6$ و $0/07$ هستند که آشوبناک بودن فراوانی بارش در شمال باختری ایران را نشان می‌دهند. پیروی بارش از رفتاری آشوبناک پیش‌ازین نیز در هنگ‌کنگ (Jayawardena & Lai, 1994: 23; Shu, 2020: 2913)، سوئد (Sivakumar, 2001: 131)، جنوب نیجریه (Fuwaqe et al, 2017: 119) گزارش شده است. همچنین جانی و همکاران (۷: ۱۳۹۲) و فرزین و همکاران (۲۲۵: ۱۳۹۶) بارش ایستگاه همدید تبریز و بارش در سطح دریاچه ارومیه در شمال باختری ایران را آشوبناک ارزیابی کرده‌اند. برای پیش‌بینی فراوانی بارش نخست افق پیش‌بینی بر پایه بزرگ‌ترین نمای لیپانوف به دست آمد که برابر با ۱۴۳ ماه (۱۱/۹ سال) است. از این‌رو ۱۲۰ ماه برابر با یک دوره ۱۰ ساله برای پیش‌بینی در نظر گرفته شد. همچنین برآورد شمار روزهای بارشی برای دوره ۲۰۱۹-۲۰۱۰ نشان داد که بعد ۱۰ بهینه‌ترین بعد، برای پیش‌بینی فراوانی بارش ماهانه است. از این‌رو مدل پیش‌بینی کننده دارای زمان تأخیر ۳ و بعد نشانیدن ۱۰ است.

دست‌آورد پیش‌بینی نشان داد که فراوانی بارش سالانه در دوره ۲۰۳۰-۲۰۲۰، $13/2$ درصد در برابر دوره ۲۰۱۹-۱۹۷۰ کاهش خواهد داشت. از این‌رو شمار روزهای بارشی در سال از ۶۸ به ۵۹ روز کاهش می‌یابد. ماه‌های جولای و آگوست با ۵۰ درصد کاهش در فراوانی بارش بیش‌ترین اندازه کاهش را خواهند داشت. همچنین فراوانی بارش ماه‌های آوریل و می که پربارش‌ترین ماه‌های سال هستند تا ۱۰ درصد کاهش می‌یابد. کم‌ترین کاهش فراوانی بارش نیز در فصل سرد رخ خواهد داد. با نگرش به این‌که همه ماه‌های سال به‌غیر از فوریه، سپتامبر و نوامبر با کاهش فراوانی بارش روبه‌رو خواهند شد، می‌توان پذیرفت که کاهش شمار روزهای بارشی در همه فصل‌های سال رخ خواهد داد. از این‌رو می‌توان انتظار داشت که توزیع زمانی بارش با فشردگی بیشتر در فصل‌های سردتر همراه شود. وجود روندهای کاهشی در بارش شمال باختری ایران پیش‌تر به‌وسیله عساکره و رزمی (۱۶۲: ۱۳۹۱)، همچنین صلاحی و همکاران (۱۴۰۲: ۵۲۵) نیز گزارش شده است. گذشته از این استادی و همکاران (۱: ۱۴۰۳) با پیش‌نگری بارش شمال باختری ایران برپایه گزارش ششم مجمع بین دولتی دگرگونی‌های آب‌وهوایی نشان دادند که اندازه بارش در بسیاری از بخش‌های شمال باختری ایران زیرسناریوهای بدبینانه و حد میانه کاهشی خواهد بود؛ هرچند که در سناریو خوش‌بینانه روندهای افزایشی برتری دارند. بانگرش به آنچه بیان شد به‌نظر می‌رسد نه‌تنها سال‌های پیش‌رو نسبت به دهه‌های گذشته خشک‌تر باشند، بلکه تضادهای رطوبتی نیز بین فصل‌های مختلف سال افزایش یافته و ویژگی‌های قاره‌ای در آب‌وهوای شمال باختری ایران نمایان‌تر شود. از سوی دیگر با شمالی‌تر شدن سمت و سوی سامانه‌های مولد بارش منطقه در سال‌های اخیر می‌توان انتظار داشت که کاهش فراوانی بارش در شمال باختری ایران در سال‌های پیش‌رو نسبتاً پایدار باشد.

کاهش فراوانی بارش به‌ویژه در ماه‌های بهار که هم زمان با آغاز رویش گیاهان و آغاز برخی فعالیت‌های کشاورزی است، می‌تواند پیامدهای اقتصادی و محیطی مهمی در پی داشته باشد. برای نمونه کاهش بارش می‌تواند سبب تضعیف علفزارها و مراتع منطقه شود. روشن است که ضعیف‌تر شدن مراتع نه‌تنها پیامدهای منفی بر فعالیت‌هایی همچون دامداری دارد، بلکه منجر به کاهش جذب رواناب، افزایش فرسایش خاک و فراوانی بیشتر سیلاب‌ها می‌شود. در این رابطه گیبسون - فورتی و همکاران (Gibson-Forty et al, 2016: 380) نشان داده‌اند که چگونه کاهش بارش می‌تواند آثار منفی بر علفزارهای استرالیا داشته باشد. گذشته از این شرفی و محمدی‌قلعه‌نی (۱۴۰۱: ۱۰۱۰) نشان

داده‌اند که بین خشکسالی‌های آب‌وهوایی و راندمان کشت گندم و جو دیم در کشور همبستگی درخور توجه‌ای وجود دارد. همچنین بر پایه یافته‌های دریجانی و همکاران (۱۳۸۱: ۱۳) با کاهش یک درصدی رطوبت خاک راندمان کشت گندم در استان گلستان کاهش جدی می‌یابد. افزون بر آن چه گفته شد با نگرش به گرمایش جهانی و افزایش چالش‌های آبی در منطقه و کشور می‌توان انتظار داشت که کاهش فراوانی بارش حتی اگر همراه با کاهش اندازه بارش نباشد، زمینه را برای برخی بحران‌های اقتصادی، اجتماعی و محیطی دیگر نیز فراهم کند. از این رو پیشنهاد می‌شود تا پژوهش‌های گسترده‌ای در ارتباط با پیامدهای یک آب‌وهوای گرم‌تر و خشک‌تر بر زیست‌بوم‌ها، فعالیت‌های اقتصادی و مسائل اجتماعی در کشور انجام گیرد.

منابع

استادی، الناز؛ سعید جهان‌بخش؛ مجید رضایی‌بنفشه؛ علی محمد خورشیددوست؛ هاشم رستم‌زاده (۱۴۰۳). پیش‌نگری بارش شمال غرب ایران مبتنی بر برون‌داد پروژه مقایسه متقابل مدل‌های جفت‌شده فاز ششم (CMIP6)، پژوهش‌های اقلیم‌شناسی. شماره ۵۶. صفحات ۱۴-۱.

https://clima.irimo.ir/article_187666.html

جانی، رسول؛ محمدعلی قربانی؛ ابوالفضل شمسایی (۱۳۹۲). بررسی ماهیت آشوبناکی بارش ماهانه شهر تبریز در شرایط تغییر اقلیم، فصلنامه زمین‌شناسی محیط‌زیست. دوره ۲۳. شماره ۷. صفحات ۲۰-۷.

<https://sanad.iau.ir/Journal/geo/Article/931221>

دریجانی، علی؛ سیدصفدر حسینی؛ محمد قربانی (۱۳۸۷). برآورد ارزش خسارات ناشی از خشکسالی بر تولید گندم دیم در استان گلستان، اقتصاد کشاورزی و توسعه. دوره ۶۴. شماره ۱۶. صفحات ۹۵-۸۳.

<https://doi.org/10.30490/aead.2009.58857>

شرفی، سعید؛ مهدی محمدی‌قلعه‌نی (۱۴۰۱). تاثیر خشکسالی بر عملکرد گندم و جو دیم در اقلیم‌های مختلف ایران، مجله آبیاری و زهکشی ایران. دوره ۱۶. شماره ۵. صفحات ۱۱۰-۱۰۲.

<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20087942.1401.16.5.11.6>

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ خدیجه دینارزهی؛ ارسلان دژکام (۱۳۹۲). بررسی رفتار غیرخطی و آشوبی بازار نرخ ارز ایران، فصلنامه روند. دوره ۶۳. شماره ۲۰. صفحات ۵۸-۳۹.

<https://sid.ir/paper/202216/fa>

صلاحی، برومند؛ مهناز صابر؛ فاطمه وطن‌پرست‌قلعه‌جوق (۱۴۰۲). ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در تعیین بهترین مدل برای پیش‌بینی بارش‌های سالانه ایستگاه‌های منتخب شمال غرب ایران، جغرافیا و روابط انسانی. دوره ۶. شماره ۱. صفحات ۵۳۸-۵۲۵.

<https://doi.org/10.22034/gahr.2023.383221.1803>

عساکره، حسین؛ رباب رزمی (۱۳۹۱). تحلیل تغییرات بارش سالانه شمال غرب ایران. جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی (مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان). دوره ۲۳. شماره ۳. صفحات ۱۶۲-۱۴۷.

<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.20085362.1391.23.3.9.1>

فرزین، سعید؛ خسرو حسینی؛ حجت کرمی؛ سیدفرهاد موسوی (۱۳۹۶). تحلیل سری‌زمانی فرایندهای هیدرولوژیک از دیدگاه نظریه آشوب (مطالعه موردی: بارش ماهانه دریاچه ارومیه)، مهندسی عمران مدرس. دوره ۷. شماره ۲. صفحات ۲۳۴-۲۲۵.

https://mcej.modares.ac.ir/article_12017.html

References

- Asakereh, H. (2017). Trends in monthly precipitation over the northwest of Iran (NWI). *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 130, 443-451.
<https://doi.org/10.1007/s00704-016-1893-8>
- Asakereh, H. (2020). Decadal variation in precipitation regime in northwest of Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 139, 461-471.
<https://doi.org/10.1007/s00704-019-02984-9>
- Asakereh, H., Jahanbakhsh, Saeed., & Ashrafi, Saeideh. (2019). On the frequency changes of cyclones affecting precipitation in the Rood Zard basin, Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, Vol. 12, No. 13, 413.
<https://doi.org/10.1007/s12517-019-4523-9>
- Baker, G L., Gollub, J P. (1996). *Chaotic dynamics: an introduction*. 2nd ed. Cambridge; NewYork, Cambridge University Press. p 256.
<https://doi.org/10.1063/1.4822948>
- Cao, L. (1997). Practical method for determining the minimum embedding dimension of a scalar time series. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, Vol. 110, No. 1-2, 43-50.
[https://doi.org/10.1016/S0167-2789\(97\)00118-8](https://doi.org/10.1016/S0167-2789(97)00118-8)
- Deepthi, B., & Sivakumar, Bellie. (2024). Spatial downscaling of rainfall from general circulation models: A chaos theory-based framework. *Atmospheric Research*, 107531.
<https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2024.107531>
- Dhanya, C. T., Villarini, Gabriele. (2018). On the inherent predictability of precipitation across the United States. *Theoretical and applied climatology*, Vol. 133, 1035-1050.
<https://doi.org/10.1007/s00704-017-2231-5>
- Ding, X., Liao, W., Wang, H., Lei, X., Zhang, W. and Yu, Z. (2019). Spatiotemporal Variations of Extreme Precipitation and Study on Chaotic Characteristics in the Xijiang River Basin, China. *Water*, Vol. 11, No. 10, 2106.
<https://doi.org/10.3390/w11102106>
- Elshorbagy, A., Simonovic, S. P., & Panu, U. S. (2002). Noise reduction in chaotic hydrologic time series: facts and doubts. *Journal of Hydrology*, Vol. 256, No. 3-4, 147-165.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(01\)00534-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00534-0)
- Farzin, Saeyd., Hosseini, Khosro., Karami, Hojat., Mousavi, Seyed Farhad. (2017). Analysis of time series in hydrological processes using chaos theory (Case study: Monthly rainfall of Urmia Lake), *Quranic Knowledge Research*, Vol. 17, No. 2, 213-223.
https://mcej.modares.ac.ir/article_12017_en.html
- Fattahi, M. H., Talebbeydokhti, N., Moradkhani, H., Nikooee. (2013). Revealing the Chaotic Nature of River Flow. *Iranian Journal of Science and Technology*, Vol. 37, 437-456.
<https://doi.org/10.22099/ijstc.2013.1798>
- Fu, Q., Zhang, Y., Li, T., Cui, S., & Liu, D. (2018). Spatiotemporal Complexity Analysis of Daily Precipitation in a Changing Environment in Heilongjiang Province, China. *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 23, No. 11, 04018045.
[https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0001703](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0001703)

- Fuwape, I. A., Ogunjo, S. T., Oluyamo, S. S., & Rabi, A. B. (2017). Spatial variation of deterministic chaos in mean daily temperature and rainfall over Nigeria. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 130, No. 1-2, 119-132.
<https://doi.org/10.1007/s00704-016-1867-x>
- Fuwape, I., Oluyamo, S., Rabi, B., & Ogunjo, S. (2020). Chaotic signature of climate extremes. *Theoretical and Applied Climatology*, Vol. 139, 565-576.
doi.org/10.1007/s00704-019-02987-6
- Gibson-Forty, E. V., Barnett, K. L., Tissue, D. T., & Power, S. A. (2016). Reducing rainfall amount has a greater negative effect on the productivity of grassland plant species than reducing rainfall frequency. *Functional Plant Biology*, Vol. 43, No. 4, 380-391.
<https://doi.org/10.1071/FP15174>
- Gómez-Gómez, J., Carmona-Cabezas, R., Sánchez-López, E., de Ravé, E. G., & Jiménez-Hornero, F. J. (2022). Multifractal fluctuations of the precipitation in Spain (1960-2019). *Chaos, Solitons & Fractals*, 157, 11190.
<https://doi.org/10.1016/j.chaos.2022.1119099>
- Jayawardena, A. W., & Lai, F. (1994). Analysis and prediction of chaos in rainfall and stream flow time series. *Journal of hydrology*, Vol. 153, No. 1-4, 23-52.
[https://doi.org/10.1016/0022-1694\(94\)90185-6](https://doi.org/10.1016/0022-1694(94)90185-6)
- Kantz, H., & Schreiber, T. (2003). *Nonlinear time series analysis*, Cambridge University Press. 365.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511755798>
- Khojasteh, A. (2020). Cyclone tracking affecting precipitation in Iran. *Arabian Journal of Geosciences*, Vol. 13, No. 18, 904.
<https://doi.org/10.1007/s12517-020-05803-y>
- Rodriguez-Iturbe, I., Febres De Power, B., Sharifi, M. B., Georgakakos, K. P. (1989). Chaos in rainfall. *Water Resources Research*, Vol. 25, No. 7, 1667-1675.
<https://doi.org/10.1029/WR025i007p01667>
- Shu, Z., Chan, P. W., Li, Q., He, Y., & Yan, B. (2020). Characterization of daily rainfall variability in Hong Kong: a nonlinear dynamic perspective. *International Journal of Climatology*. Vol. 41, No. 1, 2913-2926.
<https://doi.org/10.1002/joc.6891>
- Sivakumar, B., Berndtsson, R., Olsson, J., & Jinno, K. (2001). Evidence of chaos in the rainfall-runoff process. *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 46, No. 1, 131-145.
<https://doi.org/10.1080/02626660109492805>
- Tatli, H. (2015). Detecting persistence of meteorological drought via the Hurst exponent. *Meteorological Applications*, Vol. 22, No. 4, 763-769.
<https://doi.org/10.1002/met.1519>
- Yu, S., Wang, W., Liang, H., & Zhang, D. (2024). Investigating the Spatiotemporal Complexity of Rainfall from a Chaotic Perspective: Case Study in the Jinsha River Basin, China. *Journal of Hydrologic Engineering*, Vol. 29, No. 4, 05024013.
<https://doi.org/10.1061/JHYEFF.HEENG-6038>
- Zhao, Y., Zhu, T., Zhou, Z., Cai, H., & Cao, Z. (2023). Detecting nonlinear information about drought propagation time and rate with nonlinear dynamic system and chaos theory. *Journal of Hydrology*, 623, 129810.
<https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2023.129810>