

Non-stationary modeling of the meteorological drought index SPIt using generalized additive models for location, scale, and shape

Mohammad Reza Sharifi¹, Kamran Gheisari Moozarmi², Heidar Zarei³, Mehrdad Taghian⁴

¹ Faculty of Water and Environmental Engineering, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

² MSc graduated of Water Resources, Faculty of Water and Environmental Engineering, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

³ Faculty of Water and Environmental Engineering, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

⁴ Khuzestan Water and Power Authority, Great Karun Water Resources Planning Group, Ahvaz, Iran.

Extended Abstract

Introduction

Traditional hydrological time series analyses often assume stationarity, particularly in the estimation of drought indices such as the Standardized Precipitation Index (SPI). However, increasing climate variability and anthropogenic influences have introduced significant non-stationarity into hydrological processes. Generalized Additive Models for Location, Scale, and Shape (GAMLSS) offer a flexible framework for modeling such dynamics by allowing distribution parameters to vary over time or in relation to covariates. Recent studies suggest that non-stationary modeling improves drought characterization, particularly at longer time scales. Yet, findings remain mixed: while some report better accuracy with non-stationary approaches, others find stationary models still perform adequately, depending on regional and climatic factors. Given these variations, regional validation becomes essential. This study evaluates the performance of a non-stationary SPI-based index, referred to as SPIt, in comparison with the traditional stationary SPI. By comparing the two indices, the study aims to assess whether accounting for non-stationarity leads to more accurate drought representation in semi-arid climates.

Materials and Methods

The study focuses on five meteorological stations: Pol-Zal, Bostan, Pol-Kohneh, Noorabad, and Halilan, spanning a historical data period ranging from 1971 to 2022 (C.E.), depending on the rain gauge station availability. These stations were selected due to their diverse altitudes, geographical spread within the Karkheh Basin (The latitude range is 47 to 48 degrees north and longitude 31 to 34 degrees east), and sufficiently long precipitation records, especially for the winter season (December to February), which accounts for the bulk of annual rainfall in the region. Precipitation data were analyzed for stationarity using the non-parametric Mann-Kendall trend test. Stations exhibiting significant trends were modeled using non-stationary GAMLSS, where the shape parameter of the gamma distribution was allowed to vary with time using polynomial functions optimized through the Akaike Information Criterion (AIC). The study employed a two-parameter gamma distribution to model winter precipitation in both stationary and non-stationary conditions. For drought assessment, two indices were used: SPI, which assumes stationary gamma-distributed precipitation, standardized to a normal distribution, and SPIt, which extends SPI by allowing the shape parameter of the gamma distribution to vary over time, thereby accommodating non-stationarity.

Results and Discussion

The Mann-Kendall test revealed significant decreasing trends in precipitation at Polzal and Bostan stations at the 95% confidence level, and a similar albeit weaker trend at Norabad. No significant trends were detected at Pol-Kohneh and Holilan. The goodness-of-fit tests (Kolmogorov-Smirnov and Chi-square) confirmed that the gamma distribution was appropriate for all stations. GAMLSS modeling showed that non-stationary models outperformed stationary ones at stations with evident trends. For instance, AIC values were reduced by 5, 6, and 1 units at Pol-Zal, Bostan, and Norabad, respectively, indicating a better fit under non-stationary conditions. Time series analysis of the shape parameter in GAMLSS revealed temporal variability at all stations, supporting the hypothesis of non-stationarity. Worm plots for residual analysis confirmed model adequacy in both conditions, but improvements in model residuals under non-stationarity were evident at trend-affected stations. A comparison of SPI and SPIt indices indicated substantial differences in drought classification over time. At Polzal, years such as 1352 and 1354 showed no drought under SPI but were classified as moderate drought (D1) under SPIt. Similarly, years with similar rainfall amounts (e.g., 127 mm in 1971 vs. 125 mm in 2010) were categorized differently in SPIt, highlighting the model's sensitivity to underlying non-stationarity. At Holilan station, where no significant trend was observed, SPI and SPIt provided nearly identical results, reaffirming the utility of SPIt in trend-sensitive environments. A station-wise drought frequency comparison between SPI and SPIt further revealed that non-stationary modeling generally results in higher estimated drought frequencies at trend-affected stations. For

example, the frequency of droughts at Polzal increased from 48% (SPI) to 52% (SPIt). Similar increases were noted at Bostan and Noorabad. Conversely, at Holilan and Polkohneh, where no significant trends were detected, the drought frequency remained the same or slightly decreased under SPIt. Moreover, the frequency of severe droughts (D4) decreased under the non-stationary model, with D4 events dropping from 2% to 0% at Pol-Zal, from 3% to 0% at Bostan, and from 6% to 4% at Noorabad. This suggests that the SPI may overestimate drought severity when stationarity is incorrectly assumed.

Conclusion

Long-term drought monitoring at various rain gauge stations highlights the importance of considering changes in precipitation when making decisions and setting policies in watersheds. When significant trends are present, drought analysis can be performed under either stationary or non-stationary assumptions, depending on the objective. If the primary concern is drought frequency, non-stationary analysis is strongly recommended. Results showed that at stations with trends such as Polzal, Bostan, and Norabad, the frequency of droughts was underestimated under stationary analysis compared to non-stationary models. For example, frequencies increased from 48, 48, and 43 (stationary) to 52, 52, and 47 (non-stationary), respectively. However, in non-trending stations, stationary models may still provide reliable results for frequency estimation. In contrast, if the focus is on severe droughts, stationary models may outperform non-stationary ones at trend-affected stations. Non-stationary analysis yielded zero severe drought events, while stationary models identified 2, 3, and 6 cases in Palzal, Bostan, and Norabad, respectively. In non-trend stations like Polkohneh and Holilan, non-stationary analysis was more effective in detecting severe events. These findings align with previous research suggesting that while non-stationary models, such as those using GAMLSS, offer better parameter estimation, stationary models may sometimes better reflect reality in future projections. Therefore, although non-stationary modeling is essential under climate variability, the choice of model should depend on the monitoring goal. It is also recommended to incorporate time-varying variance and alternative probability distributions for better drought characterization under potential extreme rainfall events.

Keywords: Non-stationary analysis, Karkheh basin, GAMLSS, Meteorological drought

Article Type: Research Article

Acknowledgment

The article's authors express their gratitude and appreciation for the support of the Shahid Chamran University of Ahvaz through a research grant (SCU.WH1403.26878) and Khuzestan Water and Electricity Organization for providing the data required for the research.

Conflicts of interest

The authors of this article declare that there are no conflicts of interest regarding the writing and publication of the contents and results of this research.

Data Availability Statement

The datasets are available upon reasonable request from the corresponding author.

Authors' contribution

Mohammad Reza Sharifi: Conceptualization, editing, and revision of the article; **Kamran Gheisari Moozarmi:** Performed software/statistical analyses, and wrote the initial version of the article; **Heidar Zarei:** Consulting and reviewing the text of the article; **Mehrdad Tagheian:** Participation in providing the data required for research.

*Corresponding Author, E-mail: Mohammad Reza Sharifi, msharifi@scu.ac.ir

Citation: Sharifi, M. R., Gheisari Moozarmi, K., Zarei, H., & Taghian, M. (2026). Non-stationary modeling of the meteorological drought index SPIt using generalized additive models for location, scale and shape, *Journal of Water and Soil Management and Modeling*, (6) 1,37-53.

doi: 10.22098/mmws.2025.17463.1602

Received: 18 May 2025, Received in revised form: 09 June 2025, Accepted: 09 June 2025, Published online: 21 March 2026

Water and Soil Management and Modeling, Year 2026, Vol. 6, No. 1, pp. 37-53.

Publisher: University of Mohaghegh Ardabili

© Author(s)





شبیه سازی نالیستای خشک سالی هواشناسی بر مبنای شاخص SPIt با استفاده از مدل تعمیم یافته جمعی پارامترهای مکان، مقیاس و شکل

محمد رضا شریفی^{۱*}، کامران قیصری موزرمی^۲، حیدر زارعی^۳، مهرداد تقیان^۴

^۱ دانشکده مهندسی آب و محیط زیست، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

^۲ دانش آموخته کارشناسی ارشد منابع آب، دانشکده مهندسی آب و محیط زیست، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

^۳ دانشکده مهندسی آب و محیط زیست، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

^۴ سازمان آب و برق خوزستان، گروه برنامه ریزی منابع آب کارون بزرگ، اهواز، ایران.

چکیده

اگرچه در نظر گرفتن خصوصیت نالیستایی سری های زمانی در مقایسه با ایستا فرض نمودن آن، منجر به ارتقای برآورد پارامترهای توزیع احتمالاتی متغیر می شود، برتری شبیه سازی نالیستا نسبت به ایستا و به دنبال آن پیش بینی وضعیت در آینده، تحت تأثیر محل و در نتیجه عوامل موثر بر نالیستایی، نتایج متفاوتی به دست داده است. از این رو در مطالعه حاضر با هدف ارزیابی نتایج حاصل از شرایط نالیستایی بر پایش خشک سالی، اقدام به مدل سازی نالیستای خشک سالی هواشناسی، با شاخص خشک سالی SPIt، با استفاده از مدل تعمیم یافته جمعی پارامترهای مکان، مقیاس و شکل GAMLSS در پنج ایستگاه باران سنجی پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان، در حوزه آبریز کرخه و مقایسه آن با مدل ایستای شاخص خشک سالی SPI، شد. دوره زمانی مورد مطالعه، از حداقل ۳۱ ساله (۱۳۹۶-۱۳۶۵) در ایستگاه نورآباد تا حداکثر ۵۲ ساله (۱۴۰۱-۱۳۵۰) در ایستگاه پل زال، شامل بارش تجمی فصل زمستان است. نتایج نشان داد تخمین نالیستای پارامترها، در ایستگاه های دارای روند، در مقایسه با تخمین ایستایی در آن ها، دارای دقت بیش تری است. به طوری که تخمین نالیستا، سبب ۵، ۶ و ۱ واحد کاهش مقدار آکاییک به ترتیب، در ایستگاه های پل زال، بستان و نورآباد، نسبت به شرایط ایستا، شد. هم چنین در نظر گرفتن شرایط نالیستایی در ایستگاه های دارای روند، سبب افزایش فراوانی خشک سالی شد. به طوری که درصد فراوانی خشک سالی ایستگاه های پل زال، بستان و نورآباد به ترتیب از ۴۸، ۴۸ و ۴۳ در حالت ایستا به ۵۲، ۵۲ و ۴۷ درصد در حالت نالیستا، افزایش یافت. این در حالی است که درصد فراوانی خشک سالی های شدید (کلاس D4) در حالت نالیستا در مقایسه با ایستا، کاهش نشان داد. به طوری که در ایستگاه های پل زال، بستان و نورآباد، درصد فراوانی خشک سالی های شدید (کلاس D4)، در شرایط نالیستا به ترتیب صفر، صفر و ۴ درصد و در شرایط ایستا به ترتیب ۲، ۳ و ۶ درصد به دست آمد. از این رو بسته به هدف پایش خشک سالی در مدیریت حوزه های آبریز، مبنی بر این که مسأله بحرانی ناشی از خشک سالی، فراوانی وقوع یا فراوانی شدیدترین خشک سالی مد نظر باشد، در علیرغم وجود نالیستایی، به ترتیب تحلیل نالیستا و ایستا، نتایج توأم با ریسک کم تری به دست خواهد داد.

کلمات کلیدی: تحلیل نالیستایی، حوزه آبریز کرخه، GAMLSS، خشک سالی هواشناسی

نوع مقاله: پژوهشی

*مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: محمد رضا شریفی، msharif@scu.ac.ir

استناد: شریفی، محمد رضا، قیصری موزرمی، کامران، زارعی، حیدر و تقیان، مهرداد (۱۴۰۵). شبیه سازی نالیستای خشک سالی هواشناسی بر مبنای شاخص SPIt با استفاده از مدل تعمیم یافته جمعی پارامترهای مکان، مقیاس و شکل، *مدلسازی و مدیریت منابع آب*، ۶(۱)، ۳۷ - ۵۳.

doi: 10.22098/mmws.2025.17463.1602

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۱۸، تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۳/۱۹، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۳/۱۹، تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۲/۱۰

مدل سازی و مدیریت آب و خاک، سال ۱۴۰۵، دوره ۶، شماره ۱، صفحه ۳۷ تا ۵۳

© نویسندگان

ناشر: دانشگاه محقق اردبیلی



۱- مقدمه

در برخی استنباط‌های آماری سری‌های زمانی هیدرولوژیکی، ایستایی یکی از مفروضات اصلی به‌شمار می‌آید (Salas et al., 2001; Strupczewski et al., 2018). لذا در چنین مطالعاتی، طراحی براساس شرایط ایستایی انجام می‌شود (Modarres et al., 2020). به‌عنوان نمونه محاسبه SPI براساس برازش ایستای توزیع گامای، صورت می‌گیرد.

از سویی دیگر، مداخلات انسانی و اخیراً تغییرات اقلیمی در مقیاس جهانی منجر به افزایش تغییرپذیری و هم‌چنین ایجاد روند در متغیرهای هیدرولوژیکی شده است (Bayazit, 2015; Giraldo & Garcia, 2012). تغییرات مزبور منجر به ناپایداری شدن سری‌های زمانی و در نتیجه ضرورت لحاظ شدن شرایط ناپایداری در شبیه‌سازی متغیرهای مورد مطالعه است (Das et al., 2024; Mianabadi et al., 2021). به‌عنوان نمونه، در نظر گرفتن شرایط ناپایداری در انجام محاسبات مختلف از جمله تحلیل فراوانی سیل از سوی برخی پژوهشگران انجام شده است (Yan et al., 2017; Rashid and Beecham, 2019; Lan et al., 2020; Zhang et al., 2023; Chen et al., 2024; Yilmaz and Tosunoglu, 2024). هم‌چنین در برخی مطالعات دیگر، تحلیل دینامیکی ریسک خشک‌سالی در شرایط ناپایداری مورد بررسی قرار گرفته است (Fang et al., 2023; Wang et al., 2023). در شرایط ناپایداری‌های اقلیمی، محاسبه شاخص‌های خشک‌سالی باید مبتنی بر ناپایداری باشد (Wang et al., 2015; Li et al., 2015; Bazrafshan and Hejabi, 2018). لذا در شرایطی که تغییرات اقلیمی و مداخلات انسانی به‌طور پیوسته ادامه دارد، بازنگری، بازاندیشی و بهبود جنبه‌های محاسباتی شاخص‌های خشک‌سالی و از جمله SPI از اهمیت زیادی برخوردار است (Wang et al., 2015; Das et al., 2021). لذا برخی از پژوهشگران اقدام به توسعه شاخص‌های جدید خشک‌سالی نموده‌اند (Türkeş and Tatli, 2009; Russo et al., 2013; Park et al., 2018; Rashid and Beecham, 2019; Wang et al., 2020).

برای مدل‌سازی سری‌های زمانی ناپایدار، سه روش حداکثر بزرگنمایی، روش دو مرحله‌ای TS¹ و GAMLSS² معرفی شده است (Coles et al., 2001; Khaliq et al., 2006; El adlouni et al., 2007; Gul et al., 2023; Strupczewski et al., 2009; Gilleland et al., 2012; Vasiliades et al., 2017; Xiong et al., 2015; Debele et al., 2014). در شرایط ناپایدار، پارامترهای توزیع احتمال، به‌عنوان توابع خطی یا

غیرخطی از عوامل موثر بر ناپایداری، مدل می‌شوند (Sarhadi et al., 2016; Pasho et al., 2011; Li et al., 2012). GAMLSS (Rigby and Stasinopoulos, 2005) انعطاف‌پذیری قابل‌توجهی برای برازش ناپایدار دارد (Osorio and Galiano, 2012; López and Francés, 2013; Fang et al., 2023). Bazrafshan and Hejabi (2018) با استفاده از GAMLSS، شاخص خشک‌سالی هیدرولوژی برای شرایط ناپایدار تحت عنوان NRDI را توسعه دادند. آن‌ها تفاوت‌های قابل‌توجهی بین NRDI و RDI مشاهده کردند. به‌خصوص برای بازه‌های زمانی بزرگ‌تر از شش ماه، که دلالت بر پایش خشک‌سالی با استفاده از NRDI در شرایط ناپایداری دارد. GAMLSS توانایی مناسبی برای تخمین تغییرات زمانی پارامترهای توزیع احتمالاتی را دارد (Kousali et al., 2022). Das et al. (2021) در مطالعه‌ای توسعه شاخص استاندارد بارندگی ناپایدار (SPIN) و شاخص خشک‌سالی ناپایدار (RDIN) را انجام دادند. آن‌ها مدل‌سازی ناپایدار شاخص خشک‌سالی را با استفاده از GAMLSS در ۱۰۳ نقطه شبکه‌ای ایالت مازندران انجام دادند. نتایج نشان‌داد مدل‌سازی ناپایدار نسبت به ایستای در منطقه مورد مطالعه در گام‌های زمانی مختلف خشک‌سالی، عملکرد بهتری دارد. علاوه بر این، تفاوت‌های قابل‌توجهی در مقایسه ویژگی‌های مختلف خشک‌سالی با استفاده از شاخص‌های خشک‌سالی ایستای و ناپایدار در محدوده مورد مطالعه مشاهده کردند.

اگرچه در نظر گرفتن خصوصیت ناپایداری سری‌های زمانی به‌عنوان نوع ساختار متغیر مورد مطالعه، در مقایسه با ایستای فرض نمودن آن، منجر به ارتقای برآورد پارامترهای توزیع احتمالاتی حاکم بر متغیر می‌شود، لیکن مرور منابع نشان می‌دهد که برتری شبیه‌سازی ناپایدار نسبت به ایستای و به‌دنبال آن پیش‌بینی وضعیت در آینده، تحت تأثیر موقعیت جغرافیایی و در نتیجه عوامل موثر در ناپایداری، نتایج متفاوتی به‌دست داده است. از جمله Luke et al. (2017) نشان دادند که تحلیل ناپایداری توزیع احتمالی حاکم بر دبی‌های حداکثر، تحت تأثیر تغییرات فیزیکی به‌وجود آمده در حوزه آبریز، در مقایسه با تحلیل ایستایی، منجر به اختلاف‌های بیشتری در برون‌یابی‌های انجام شده، شد. هم‌چنین Yilmaz and Tosunoglu (2024) ضمن استفاده از GAMLSS، توزیع‌های احتمالاتی حاکم بر سری‌های زمانی جریان کم مربوط به ۸۰ ایستگاه هیدرومتری در ترکیه را در دو حالت ایستای و ناپایدار، مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون‌های نکویی برازش آن‌ها نشان داد که مدل‌های ایستای در هفت ایستگاه،

¹ Two Stage method (TS)

² Generalized Additive for Models Location, Scale and Shape (GAMLSS)

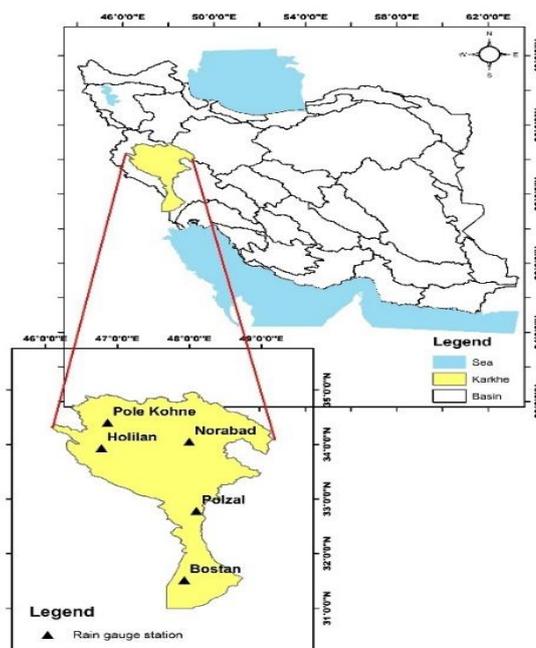
حوزه آبریز کرخه یکی از مهم ترین حوزه های آبریز ایران، واقع در غرب کشور بین عرض ۳۲ تا ۳۵/۵ درجه شمالی و طول ۴۶ تا ۴۹/۵ درجه شرقی قرار دارد. مساحت حوزه حدوداً ۴۳۰۰۰ کیلومتر مربع با میانگین سالانه بارش و دما به ترتیب، ۵۰۰ میلی متر و ۳۷ درجه برای مناطق خشک و ۲۴ درجه سانتی گراد برای مناطق معتدل و سرد است. رودخانه های اصلی حوزه عبارت از سیمره، کشکان، گاماسیاب، قره سو و چرداول هستند. نوع اقلیم حوزه کوهستانی سرد تا نیمه خشک و گرمسیری است. شکل ۱ موقعیت حوزه را نسبت به کشور ایران و همچنین ایستگاه های باران سنجی منتخب را نشان می دهد. همان طور که مشاهده می شود، ایستگاه ها در سطح حوضه از پراکندگی مناسبی برخوردار هستند به طوری که گستره استان های کرمانشاه، لرستان، ایلام و خوزستان را شامل می شوند. همچنین در ارتفاع های مختلفی نسبت به سطح دریا قرار دارند. دوره آماری ایستگاه های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان به ترتیب ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۱، ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰، ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۳، ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۶ و ۱۳۶۲ تا ۱۳۹۷ است. جدول ۱ مشخصات ایستگاه های مورد مطالعه شامل پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان آورده شده است. داده های مورد استفاده ایستگاه ها شامل سری زمانی بارش تجمعی سه ماهه زمستان (دی، بهمن، اسفند) هستند. با توجه به عدم ریزش باران ها در تابستان، و در مقابل، حدوداً ۷۰ درصد ریزش ها در زمستان صورت می گیرد لذا بارش زمستان (مجموع سه ماه دی، بهمن و اسفند) برای محاسبه شاخص خشک سالی در نظر گرفته شد.

برازش های بهتری نسبت به مدل های ناپیستا، به دست داد. در حالی که در ۷۳ ایستگاه دیگر برعکس، مدل ناپیستا، منجر به برازش بهتر شد. از سویی دیگر Wang et al., 2015، ضمن ارائه شاخص ناپیستای خشک سالی هواشناسی SPIt، توصیه قطعی به پایش ناپیستای خشک سالی در شرایط ناپیستا نموده اند. لذا عدم توصیه قطعی به استفاده از تحلیل ناپیستا، علیرغم قطعی بودن ناپیستایی متغیر مورد نظر، به دلیل عوامل موثر و تحت تأثیر مشخصات اقلیمی ایستگاه های مورد سنجش بر ناپیستایی (Luke et al., 2017)، از یک سو؛ و توصیه قطعی به پایش ناپیستای خشک سالی در شرایط ناپیستا (Wang et al., 2015) از سوی دیگر سبب شد در پژوهش حاضر ضرورت پایش ناپیستا، آن هم در خصوص پایش خشک سالی، در یکی از حوزه های آبریز مهم کشور مورد پژوهش قرار گیرد. از این رو در پژوهش حاضر ضمن مقایسه شبیه سازی ناپیستا و ایستا و ارزیابی عملکرد شاخص ناپیستای SPIt، اقدام به پایش خشک سالی در حوزه آبریز کرخه در ۵ ایستگاه باران سنجی با خصوصیات اقلیمی مختلف، شد.

۲- مواد و روش ها

۲-۱- محدوده مورد مطالعه

محدوده مورد مطالعه، با توجه به اهداف پژوهش مبنی بر ارزیابی و مقایسه پایش ناپیستایی و ایستایی خشک سالی تحت خصوصیات مختلف آب و هوایی، حوزه آبریز کرخه انتخاب شد.



شکل ۱- محدوده مورد مطالعه (حوزه آبریز کرخه) و موقعیت ایستگاه های بارانسنجی

Figure 1- Study area (Karkheh Basin) and location of the rain gauge stations

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان شامل استان مربوطه، مختصات جغرافیایی، ارتفاع، دوره زمانی و آماره‌ها

Table 1- Characteristics of the rain gauge of Polzal, Bostan, Plokoheh, Norabad and Holilan stations including provinces, geographic coordinates, elevation, time period and statistics

Station name	Province	Coordinates	Height above sea level (m)	Statistical period	Statistics			
					Mean (mm)	SD (mm)	Skewness	kurtosis
Polzal	Khuzestan	48 05 00 E 32 48 00 N	350	1350-1401	226.52	122.69	0.81	0.11
Bostan	Khuzestan	47 58 59 E 31 43 00 N	50	1370-1400	88.67	54.75	1.24	2.31
Pol kohneh	Kermanshah	47 07 00 E 34 21 00 N	1283	1350-1393	163.29	54.62	0.51	1.11
Norabad	Lorestan	48 00 00 E 34 03 00 N	1800	1365-1396	198.1	73.68	0.8	1.09
Holilan	Ilam	47 14 00 E 33 44 00 N	910	1362-1397	127.2	47.41	0.55	0.01

۲-۲- آزمون روند

برای مدل‌سازی خشک‌سالی، در هر دو وضعیت ایستا و ناپایستا، نخستین گام، انتخاب توزیع احتمالاتی حاکم بر سری‌های زمانی است. توزیع گامای دو پارامتری معمولاً مناسب‌ترین توزیع برای برازش بر داده‌های بارش تجمعی سه ماهه است (Wang et al., 2015). لذا در پژوهش حاضر از توزیع گامای دو پارامتری در فرآیند مدل‌سازی در هر دو شرایط ایستا و ناپایستا استفاده شد. همچنین آزمون‌های نکویی برازش کولموگروف و کای اسکور، با علامات به ترتیب KS و X^2 مورد استفاده قرار گرفت. فرض H_0 مبنی بر پیروی داده‌ها از توزیع مورد نظر است. در صورتی که مقدار p-value بیش‌تر از خطای قابل قبول (۰/۵ یا ۰/۱) باشد، فرض صفر در سطوح احتمال به ترتیب ۹۵ و ۹۰ درصد، تأیید می‌شود. به این معنی که توزیع مورد نظر برای برازش روی داده‌ها مناسب است.

۲-۴- مدل تعمیم‌یافته جمعی پارامترهای مکان، مقیاس و

شکل GAMLSS

مدل تعمیم‌یافته جمعی پارامترهای مکان، مقیاس و شکل GAMLSS چارچوبی برای برازش بهترین توزیع احتمال حاکم بر متغیر مورد مطالعه در هر دو حالت ایستا و ناپایستا است. لیکن از آن جایی که چارچوب مزبور دارای قابلیت پیوند دادن پارامترهای توزیع احتمالی شامل میانگین (مکان)، واریانس (مقیاس) و چولگی (شکل)، به متغیرهای توضیحی (مستقل) زمان‌بر، مانند بارش و دما است، لذا برای برازش تابع توزیع در شرایط ناپایستا که پارامترهای تابع احتمال (مکان، مقیاس و شکل)، دچار تغییرات زمانی هستند، ابزاری بسیار مفید و کاربردی است (Rigby and Stasinopoulos, 2005). مدل GAMLSS به دلیل مجهز بودن به انواع توابع خطی و غیرخطی نظیر Splines قابلیت مدل‌سازی پارامترهای طیف وسیعی از توابع توزیع احتمالاتی (Stasinopoulos and Rigby, 2007) و از جمله تابع دو

به‌منظور بررسی روند سری‌های زمانی (Mohammadi and Hejazizadeh, 2024) بارش زمستانه هر یک از ایستگاه‌ها، از آزمون ناپارامتری من-کندال استفاده شد. طبق این آزمون، فرضیه صفر (H_0) بیان می‌کند که داده‌های (x_1, x_2, \dots, x_n) نمونه‌ای از n متغیر تصادفی مستقل و با توزیع یکسان است. آماره‌های آزمون من-کندال S و Z به ترتیب از روابط ۱ و ۲، محاسبه می‌شوند (Naghttini, 2017).

$$s = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

$$= \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases}$$

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (2)$$

که در آن، x متغیر مقادیر بارش، n اندازه نمونه است. برای $n \geq 10$ ، واریانس S از رابطه ۳ محاسبه می‌شود (Naghttini, 2017).

$$\text{Var}(S) = [n(n-1)(2n+5)]/18 \quad (3)$$

در آزمون دو طرفه روند، اگر $|Z| \leq Z_{1-\alpha/2}$ (در سطح معناداری α)، H_0 پذیرفته می‌شود. اگر $Z < -Z_{1-\alpha/2}$ یا $Z > Z_{1-\alpha/2}$ وجود روند پذیرفته شود، که به ترتیب روند کاهشی یا روندافزایی را مشخص می‌کند. در پژوهش حاضر، آزمون من‌کندال به ازای هر یک از سری‌های زمانی، p-value و آماره Z است. مقادیر p-value < 0.05 و آماره Z بیش‌تر از $1/64$ یا کم‌تر از $-1/64$ ، بیانگر وجود روند در سری زمانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد است. p-value < 0.1 و آماره Z بیش‌تر از $1/28$ یا کم‌تر از $-1/28$ ، بیانگر وجود روند در سطح اطمینان ۹۰ درصد است.

۲-۳- انتخاب توزیع مناسب مدل‌سازی

کوچک‌تر باشد، نشان‌دهنده برتری مدل است. شایان ذکر است، ترتیب نام‌گذاری پارامترهای برآورد شده توسط بسته نرم‌افزاری GAMLSS، مختص به همین بسته است. لذا برای استفاده یا برآورد پارامترهای توزیع با روش‌ها و نرم‌افزارهای دیگر، مانند نرم‌افزار Easy Fit نیاز به معادل‌سازی دارند (Rigby et al., 2018).

۲-۵ شاخص بارش استاندارد (SPI)

شاخص بارش استاندارد شده SPI⁴ بر مبنای احتمال تجمع بارندگی در یک ایستگاه محاسبه می‌شود (Mohammadrezaei et al., 2022) که برای پیش و ارزیابی خشک‌سالی است. روش محاسبه متداول SPI شامل برازش توزیع گامای دو پارامتری برای یک سری زمانی معین از بارش است (Wang et al., 2015). توزیع گاما دارای تابع چگالی احتمال (PDF) است که به صورت زیر تعریف شده است (Naghettini, 2017).

$$f_x(x_k|\mu, \sigma) = \frac{1}{(\sigma^2\mu)^{\frac{1}{\sigma^2}} \Gamma\left(\frac{1}{\sigma^2}\right)} x_k^{\frac{1}{\sigma^2}-1} \exp\left[-\frac{x_k}{\sigma^2\mu}\right] \quad (6)$$

$x_k > 0, \mu > 0, \sigma > 0$

که μ و σ معمولاً به‌عنوان پارامترهای مکان و مقیاس مشخص می‌شوند، x_k مقدار بارندگی در k ماه متوالی است (در پژوهش حاضر مجموع بارش سه ماه زمستان). $\Gamma(0)$ تابع گامای ریاضی است. توزیع گامای دو پارامتری به صورت $\text{Gamma}(\sigma, \mu)$ نشان داده می‌شود. میانگین و واریانس متغیر μ $X \sim \text{Gamma}(\mu, \sigma)$ هستند:

$$E(X) = \mu; \quad \text{Var}(X) = \sigma^2\mu^2 \quad (7)$$

احتمال تجمع x_k به انحراف نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس واحد برابر با مقدار SPI، تبدیل می‌شود. مقدار شاخص SPI معمولاً در بازه عددی (۳- تا ۳) است، که هر چه به ۳- نزدیک‌تر شود به معنی خشک‌سالی شدیدتر است.

۲-۶ شاخص بارش استاندارد شده وابسته به زمان SPIt

شاخص بارش استاندارد شده وابسته به زمان SPIt⁵ به‌طور مشابه با SPI تعریف می‌شود اما بر اساس توزیع گامای ناپستی با پارامتر shape (μ) آن در طول زمان تغییر می‌کند. این توزیع ناپستی با استفاده از GAMLSS، همان‌طور که در بخش (۲-۴) توضیح داده شده، توسعه یافته است. شاخص SPIt به ترتیب در سه گام محاسبه می‌شود: (۱) مقیاس زمانی k ماه بسته به کاربرد مورد نظر مشخص می‌شود و سری زمانی k ماه بارش متوالی x_k تهیه

پارامتری گاما را دارد. لازم به ذکر است GAMLSS فقط برای برازش توزیع نیست. بلکه ابزاری قدرتمند برای مدل‌سازی تغییر پذیری کل متغیر مورد مطالعه بر اساس عوامل محیطی است. علی‌ال‌احمال در پژوهش حاضر صرفاً از قابلیت برازش توزیع احتمال در شرایط ناپستی از آن استفاده شده است.

در یک مدل GAMLSS، مشاهدات y_t برای $t = 1, 2, \dots, n$ مستقل فرض می‌شوند و به یک تابع توزیع $f(y_t|\theta^t)$ برازش می‌شوند. $\theta^t = (\theta_{t1}, \theta_{t2}, \dots, \theta_{tp})$ بردار p بعدی پارامترهای توزیع در زمان t است. پیوند پارامترهای توزیع به متغیرهای توضیحی (مستقل) با رابطه ۴ نمایش داده می‌شود.

$$g_k(\theta_k) = \eta_k = X_k\beta_k + \sum_{j=1}^{J_k} Z_{jk}\gamma_{jk} \quad (4)$$

که در آن، θ_k و η_k بردارهایی با طول n هستند، $\theta_k = (\theta_{1k}, \theta_{2k}, \dots, \theta_{nk})^T$. $\beta_k = (\beta_{1k}, \beta_{2k}, \dots, \beta_{jk})^T$ پارامتر به طول J_k است، X_k یک ماتریس طراحی ثابت شناخته شده از مرتبه $n \times J_k$ است، Z_{jk} یک ماتریس طراحی ثابت شناخته شده $n \times q_{jk}$ است و γ_{jk} یک متغیر تصادفی بعدی q_{jk} است. در رابطه ۴، η_k برای $k = 1, \dots, p$ از یک مؤلفه پارامتریک $X_k\beta_k$ (توابع متغیرهای توضیحی) و اجزای جمعی $Z_{jk}\gamma_{jk}$ (اثرات تصادفی) تشکیل شده است. اگر $J_k = 0$ باشد.

در پژوهش حاضر پارامترهای توزیع گامای دو پارامتری، shape (μ) و rate (σ) نام‌گذاری شدند. تغییرپذیری زمانی پارامتر shape با تابع چند جمله‌ای رابطه ۵ نشان داده شده است.

$$g_1(\mu_t) = g_1[\mu(t)] = a_0 + a_1t + \dots + a_qt^q \quad (5)$$

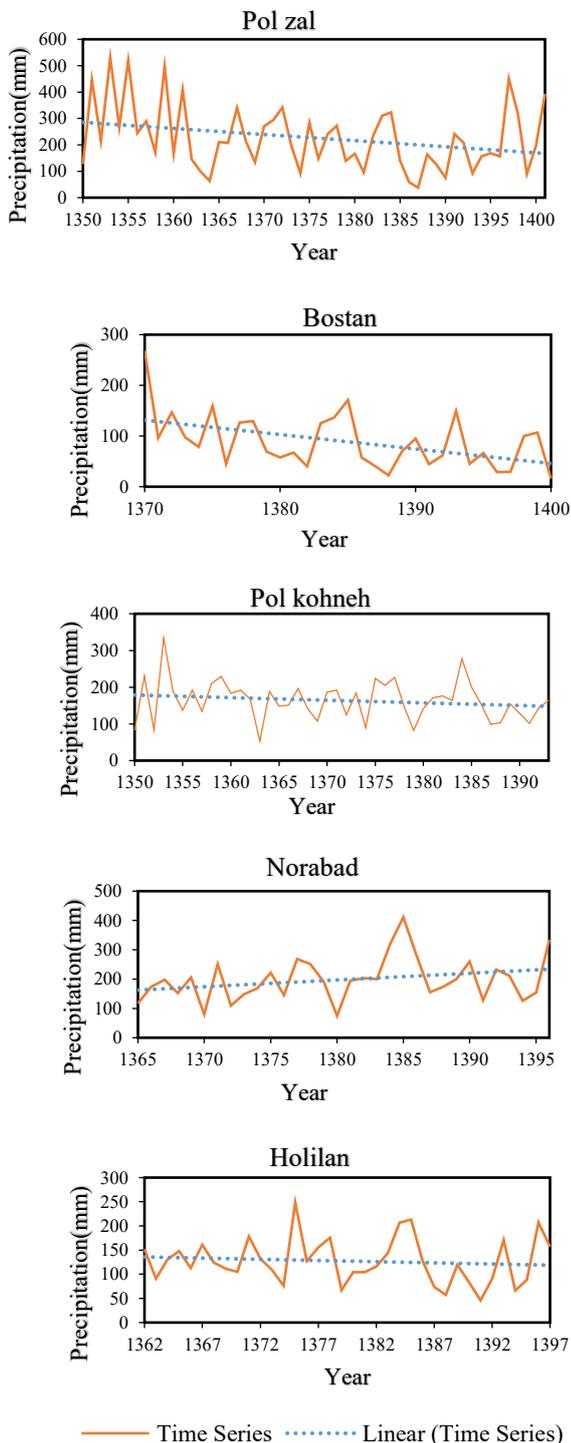
که در آن، a_i ضریب چندجمله‌ای، $i = 0, 1, \dots, q$ و q درجه چندجمله‌ای است. وابستگی پارامتر به زمان می‌تواند خطی یا ثابت از طریق تابع چند جمله‌ای تعریف شده باشد. برای انتخاب بهترین توزیع برازش شده، بر اساس تعادل بین دقت و پیچیدگی مدل از نظر تعداد پارامترها، معیار اطلاعات آکایک AIC³ استفاده شد. استقلال و نرمال بودن باقی‌مانده‌ها نشان‌دهنده توصیف کافی از اطلاعات سیستماتیک ارائه شده توسط مدل است. نکته‌ای که باید به آن توجه داشت این است که فرض اساسی در مدل‌سازی ناپستی، ثابت ماندن تابع توزیع برازش داده شده است. به‌طوری‌که صرفاً پارامترهای توزیع تغییر می‌کنند. بسته نرم‌افزاری GAMLSS در R بعد از استخراج پارامترهای هر مدل، در دو حالت ایستا و ناپستی، مقادیر معیار AIC متعلق به هر مدل را به‌دست می‌دهد. هر قدر مقدار آکایک، مدل برازش داده شده،

⁵ Time-dependent Standard Precipitation Index (SPIt)

³ Akaike Information Criterion (AIC)

⁴ Standard Precipitation Index (SPI)

روند معنی‌دار است. هم‌چنین مقدار آماره Z ($-1/91 < -1/28$) است که تأییدکننده روند نزولی معنی‌دار است.



شکل ۲- سری زمانی بارش زمستان، ایستگاه‌های (a) پل زال (b) بستان (c) پل کهنه (d) نورآباد (e) هلیلان
Figure 2- Winter precipitation time series, stations a) Polzal, b) Bostan, c) Polkohneh, d) Noorabad, e) Holilan

می‌شود. (۲) با GAMLSS، برازش بر داده‌های بارش x_k با توزیع گامای نایستا انجام می‌شود. پارامتر shape (μ) این توزیع به‌عنوان یک تابع چندجمله‌ای بهینه شده زمان توصیف می‌شود (یعنی، $g_1(\mu_t) = g_1[\mu(t)] = a_0 + a_1t + \dots + a_qt^q$) که با بر اساس حداقل مقدار AIC انتخاب می‌شود. بنابراین مقدار بارش x_k در زمان t (به‌عنوان نشان داده می‌شود) به‌صورت $x_k \sim \text{Gamma}(\mu_t, \sigma)$ مدل می‌شود. (۳) احتمال تجمعی x_k تشکیل شده از توزیع گامای نایستا به یک انحراف نرمال استاندارد (با میانگین صفر و واریانس واحد) تبدیل می‌شود. این مقدار نرمال استاندارد SPIt برای بارش خاص در زمان t است (Wang et al., 2015). SPIt مثبت حاکی از شرایط مرطوب است، درحالی‌که مقادیر منفی SPIt شرایط خشکی را نشان می‌دهد. از آنجایی که SPIt نرمال شده همان SPI است، طبقه‌بندی‌های فهرست شده در جدول ۲ را می‌توان برای SPIt به‌کاربرد.

جدول ۲- دسته‌بندی خشک‌سالی و ترسالی برای شاخص‌های Wang et al.(2015) SPIt و SPI

Table 1- Drought and wetness classification for the SPI and SPIt indices

Situation (wetness-drought)	Index interval	Category
Normal	More than 0	D0
Near normal	0~-1	D1
Moderate drought	-1~-1.5	D2
Severe drought	-1.5~-2	D3
Very severe drought	Less than -2	D4

۳- نتایج و بحث

۳-۱ روند و آزمون من‌کندال

در شکل ۲ نمودارهای سری زمانی بارش زمستان (دی، بهمن و اسفند) ایستگاه‌های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان، طی دوره مشاهده‌ای هر یک از ایستگاه‌ها، نشان داده شده است. با مشاهده خط روند ترسیم شده بر نمودار زمانی هر یک از ایستگاه‌ها، می‌توان وجود روند در برخی ایستگاه‌ها را مشاهده نمود. برای نمونه ایستگاه‌های پل زال، بستان و نورآباد، خط روند ترسیم شده، دارای شیب قابل توجهی است. لذا روند موجود در تغییرات بارش زمستانی ایستگاه‌ها مزبور، معنی‌دار به‌نظر می‌رسد. این درحالی است که شیب خط روند ترسیم شده بر تغییرات زمانی بارش زمستانی ایستگاه‌های پل کهنه و هلیلان، معنی‌دار به‌نظر نمی‌رسد. برای تشخیص کمی و دقیق‌تر روند در داده‌ها، از آزمون من‌کندال استفاده شده است. در جدول ۳ برای هر ایستگاه مقدار p-value و آماره Z متعلق به سری زمانی بارش زمستان آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در ایستگاه پل زال مقدار p-value (۰/۰۵۶) که در سطح اطمینان ۹۰ درصد دارای

۰/۱ دارد. یعنی در سطح اطمینان ۹۰ درصد دارای روند معنی دار است، اما مقدار آماره Z آن بیش تر از سطح مبنای ۱/۲۸ یعنی ۱/۵۷ است. در نهایت این نتیجه حاصل می شود که این ایستگاه هم تقریباً دارای روند صعودی معنی دار صعودی است. و در آخرین ایستگاه یعنی هلیلان با توجه به مقادیر p-value (۰/۳۱۳) و آماره Z (-۱) که اختلاف فاحشی نسب به مقادیر مبنا دارند، نمایان می شود که این ایستگاه تقریباً روند معنی داری ندارد.

۲-۳- توزیع احتمالاتی سری های زمانی

به منظور تأیید مناسب بودن برازش توزیع گامای دو پارامتری روی سری زمانی ایستگاه های مورد مطالعه در جدول ۴ مقادیر p-value آزمون های نکویی برازش KS-test و X^2 ، هم چنین میزان همبستگی نمودار Q-Q-plot آورده شده است. در آزمون های نکویی برازش، فرض صفر به معنی پیروی داده ها از توزیع مورد نظر است.

جدول ۴- مقادیر p-value آزمون های نکویی برازش KS و X^2 و همبستگی Q-Q-plot توزیع گاما برای ایستگاه ها

Table 4- The p-values of goodness-of-fit tests KS and X^2 and correlation coefficients Q-Q-plot of the gamma distribution for stations

Station name	p-value of KS test	p-value of X^2 test	Q-Q-plot correlation
Polzal	0.985	0.995	0.995
Bostan	0.982	0.898	0.982
Polkohneh	0.876	0.299	0.982
Norabad	0.992	0.998	0.989
Holilan	0.991	0.995	0.996

۳-۳- برآورد پارامترهای توزیع احتمال

جدول ۵ مقادیر پارامترهای توزیع احتمال انتخاب شده، شامل میانگین (مکان) μ و پراکندگی (مقیاس) σ برای هر دو حالت ایستا و ناپستای را نشان می دهد. هم چنین مقادیر معیار AIC برای دو حالت ایستا و ناپستای گزارش شده است.

جدول ۵- پارامترهای برآورد شده توزیع گاما در دو حالت ایستا و ناپستای و مقادیر AIC

Table 5- Estimated parameters of the gamma distribution in both stationary and non-stationary cases and AIC values

Station name	stationary model parameters			Nonstationary model parameters			
	Shape (μ)	Rate (σ)	AIC	Shape (μ)		Rate (σ)	
				a_0	a_1		
Polzal	226.52	0.543	641	276.55	-2.07	0.502	636
Bostan	88.67	0.59	330	127.06	-2.42	0.538	324
Polkohneh	163.28	0.34	479	179.98	-0.74	0.336	479
Norabad	198.1	0.365	365	156.16	2.55	0.347	364
Holilan	127.2	0.371	380	136.27	-0.49	0.369	381

داده شده به سری های بارش هر دو ایستگاه است. لذا می توان گفت مدل ناپستای در این ایستگاه ها عملکرد مطلوب تری داشته است. شایان ذکر است برتری مدل ناپستای در مقایسه با ایستا، در برآورد پارامترهای تابع توزیع احتمال نیز در نتایج پژوهش Wang et al. (2015) به دست آمده است. هم چنین در ایستگاه نورآباد هم که روند معنی دار بوده، مقدار AIC در حالت ایستا ۳۶۵ و در حالت ناپستای ۳۶۴ به دست آمده که می توان گفت با اختلاف کمی،

جدول ۳- مقادیر p-value و آماره Z آزمون من کندال در

ایستگاه های پل زال، بستان، پل شالو، نورآباد و هلیلان
Table 3- Mann-Kendall test Z and p-value at Polzal, Bostan, Polkohneh, Norabad, and Holilan

Station name	P-value	Z-statistic
Polzal	0.056	-1.91
Bostan	0.013	-2.48
Polkohneh	0.209	-1.25
Norabad	0.115	1.57
Holilan	0.313	-1

در ایستگاه بستان مقدار p-value (۰/۰۱۳) در سطح اطمینان ۹۵ درصد، دارای روند معنی دار است. با توجه به آماره Z (-۲/۴۸)، روند نزولی معنی دار وجود دارد. در ایستگاه پل کهنه، مقدار p-value (۰/۲۰۹) از دو مقدار ۰/۰۵ و ۰/۱ بیش تر است. به این معنی که در سطح اطمینان ۹۰ درصد، دارای روند معنی دار است. با توجه به آماره Z (-۱/۲۵)، سری زمانی ایستگاه فاقد روند نزولی است. ایستگاه نورآباد هم مقدار p-value (۰/۱۱۵) کمی بالاتر از

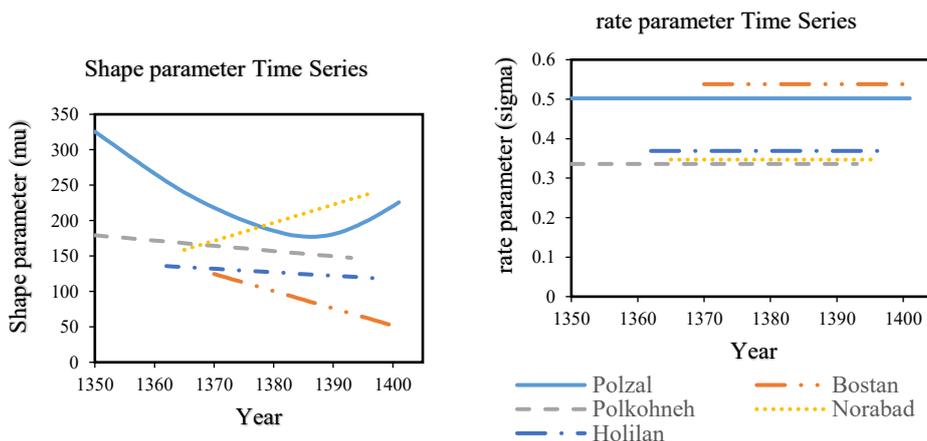
همان طور که در جدول ۴ مشاهده می شود مقادیر p-value برای هر دو آزمون در تمام ایستگاه ها بسیار بالاتر از خطای ۰/۱ است. به این معنی که توزیع مورد نظر یعنی گاما کاملاً مناسب برازش بر روی داده هاست. هم چنین میزان همبستگی Q-Q-plot برای توزیع گاما در تمام ایستگاه ها دارای مقدار بالایی است که تأیید کننده این توزیع است.

همان گونه که در جدول ۵ آورده شده، دو ایستگاه پل زال و بستان که با توجه به نتایج آزمون روند در بخش ۳-۱، دارای روند معنی دار هستند، معیار AIC برآورد پارامترها در حالت ایستا برای ایستگاه های مزبور، به ترتیب ۶۴۱ و ۳۳۰ و در حالت ناپستای به دارای مقدار ۶۳۶ و ۳۲۴ به دست آمده است. کم تر بودن مقادیر آکاییک پارامترهای برآورده شده در شرایط ناپستایی در مقایسه با وضعیت ایستایی، بیانگر دقت برآورد پارامترهای توزیع برازش

در مقابل افزایش میانگین بمنزله کاهش خشک‌سالی است. از این‌رو ملاحظه می‌شود خشک‌سالی‌های دو ایستگاه پل زال و بستان، که هر دو دارای روند کاهشی معنی‌دار بودند، با افزایش خشک‌سالی مواجه هستند. لیکن ایستگاه نورآباد، با کاهش خشک‌سالی (افزایش میانگین) مواجه است. در کل می‌توان گفت که وضعیت رطوبتی حوزه آبریز، خشک‌تر شده است. از طرفی در قسمت ب شکل ۳، ملاحظه می‌شود که تغییرات زمانی پراکندگی برای هر ۵ ایستگاه ثابت است. ثابت ماندن واریانس به این معنا است که شدت نوسانات یا تغییرپذیری خشک‌سالی بین سال‌ها تغییر معناداری نکرده است. یعنی گرچه منطقه به‌طور میانگین خشک‌تر شده، اما نوسانات شاخص خشک‌سالی در اطراف میانگین هنوز همان شدت را دارند. پس ممکن است همچنان سال‌هایی با بارندگی بالا یا دوره‌هایی بدون خشک‌سالی وجود داشته باشد، ولی به‌طور کلی همه چیز حول یک میانگین پایین‌تر (خشک‌تر) اتفاق می‌افتد.

مدل نایستا مطلوب‌تر است. اما در ایستگاه پل کهنه که فاقد روند معنی‌دار است، برآورد پارامترها در دو حالت ایستا و نایستا دارای مقدار یکسان AIC برابر با ۴۷۹ است. هم‌چنین برای ایستگاه هلیلان که روند معنی‌دار ندارد، برآورد پارامترها در حالت ایستا دارای مقدار AIC ۳۸۰ و در حالت نایستا مقدار ۳۸۱ است، بدین ترتیب، مدل ایستا در این ایستگاه کمی مطلوب‌تر از مدل نایستا برآورد نموده است.

در شکل ۳ نمودار تغییرات زمانی دو پارامتر میانگین (قسمت الف)، و پراکندگی (قسمت ب)، به ازای هر یک از ۵ ایستگاه مورد مطالعه نشان داده شده است. در مورد تغییرات زمانی میانگین همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تغییرات میانگین خشک‌سالی برای ایستگاه‌های بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان، خطی بوده حال آن‌که تغییرات میانگین در ایستگاه پل زال به‌صورت منحنی و با شیب متغیر است. به‌طوری‌که تا اواسط سال ۱۳۸۰، میانگین کاهشی و از آن زمان به بعد یعنی تا سال ۱۴۰۰، افزایش میانگین ملاحظه می‌شود. کاهش میانگین نشان‌دهنده خشکی بیش‌تر و



شکل ۳- تغییرات زمانی پارامترهای توزیع گاما (الف، پارامتر shape (μ) - ب، پارامتر rate (σ)) برای مدل نایستا، ایستگاه‌های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد، هلیلان

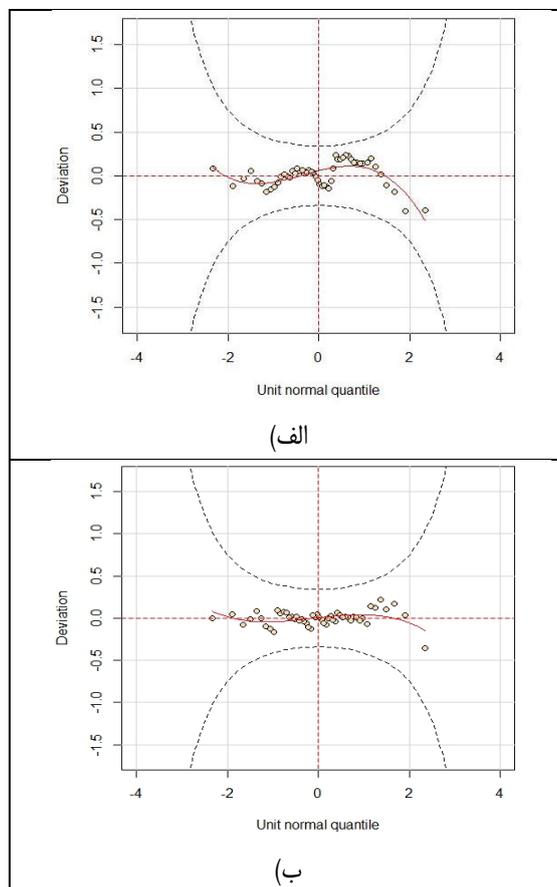
Figure 3- Time variations of gamma distribution parameters (a- shape parameter (μ) ; b- rate parameter (σ)) for non-stationary model, Polzal, Bostan, Polkohneh, Norabad, and Holilan stations

لیکن در کوانتایل‌های خیلی بالا (بیش‌تر از ۱/۵)، همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، نقاط دایره‌ای شکل، از منحنی قرمز رنگ منحرف شده‌اند که بیانگر قدری ضعف در براش مدل برای کوانتایل‌های بالا به‌شمار می‌آید. لیکن چون نوسان منحنی قرمز رنگ در درون نوار اطمینان ۹۵ درصد (نقاط خط چین سیاه رنگ)، قرار دارد، می‌توان گفت برازش توزیع بر داده‌های بارش آن هم برای بررسی روند خشک‌سالی، بخوبی صورت گرفته است. هم‌چنین مدل GAMLSS در حالت ایستا، توانسته برازش بسیار خوبی بر داده‌ها انجام دهد. به‌طوری‌که ملاحظه می‌شود در قسمت الف شکل ۴، منحنی قرمز، ضمن این‌که تماماً در بین

شکل ۴ نمودار باقیمانده‌های حاصل از برازش مدل احتمالاتی گامای دو پارامتری بر داده‌های بارش ایستگاه پل زال در قالب نمودار Worm نمایش داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود محور افقی کوانتایل‌های استاندارد شده بارش و محور عمودی، اختلاف میانگین باقیمانده‌ها از عدد صفر را نشان می‌دهد. هم‌چنین منحنی قرمز رنگ، روند تغییرات باقیمانده را نشان می‌دهد. با توجه به قرار گرفتن اکثر نقاط حول خط صفر، می‌توان گفت مدل GAMLSS، در مقادیر بارش کم‌تر از میانگین، برازش خوبی را انجام داده است. در مورد کوانتایل‌های بیش‌تر از میانگین، نیز برازش قابل قبولی به‌دست داده است.

پل کهنه، نورآباد و هلیلان نیز نتایج مشابه به دست آمده که به دلیل محدودیت فضا، از ارائه آن‌ها خودداری شده است.

ناحیه اطمینان ۹۵ درصد قرار دارد، تماماً حول خط صفر قرار، نوسان جزئی داشته و فاقد هرگونه شکل خاصی که بیانگر روند در باقیمانده باشد، است. برای چهار ایستگاه دیگر یعنی بستان،



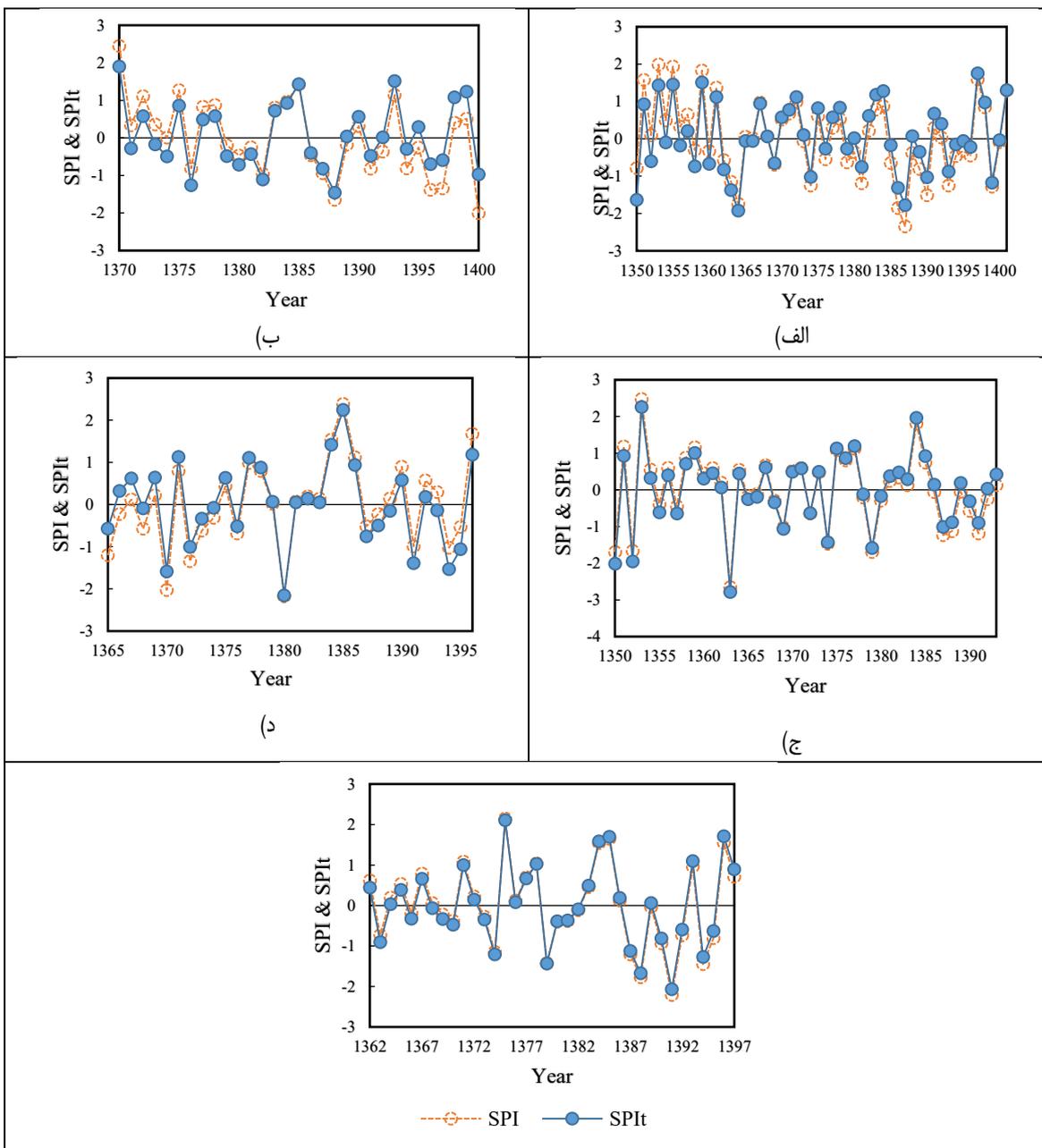
شکل ۴- نمودار worm باقی مانده‌ها برای مدل ایستا (a) و ناپیستا (b)، ایستگاه پل زال

Figure 4- Worm plot of residuals for the stationary (a) and non-stationary (b) models, Polzal station

شاخص‌های ایستگاه بستان (دارای روند معنی‌دار) نمایش داده شده است، که در این ایستگاه نیز مقادیر شاخص‌ها تقریباً در تمام سال‌ها دارای اختلاف زیاد هستند و فقط در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۶ اختلاف ناچیزی دارند. شکل ۵ (ج) که نمودار ایستگاه پل کهنه (دارای روند ضعیف) است، در بازه‌های ۱۰ سال ابتدایی و ۱۰ سال انتهایی دارای اختلاف کمی میان مقادیر شاخص SPI و SPIt است، و در سایر سال‌ها تقریباً مقادیر هر دو شاخص برابر است. در شکل ۵ (د) نمودار ایستگاه نورآباد (دارای روند معنی‌دار) قابل مشاهده است، در این ایستگاه به‌غیر از در بازه کوتاه ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳ که مقادیر دو شاخص تقریباً یکسان‌اند، در سایر سال‌ها شاخص‌ها دارای اختلاف مقدارند. و در نهایت شکل ۵ (ه) که ایستگاه هلیلان (فاقد روند معنی‌دار) را به تصویر کشیده، تقریباً در تمام سال‌های موجود مقادیر یکسانی را برای شاخص‌های SPI و SPIt نشان می‌دهد.

۳-۴ شاخص‌های خشک سالی SPI و SPIt

نمودار سری زمانی شاخص‌های خشک سالی SPI و SPIt برای مقایسه باهم، در شکل ۵ برای ایستگاه‌ها، نمایش داده شده‌اند. در شکل ۵ (الف) که نمودار شاخص‌های ایستگاه پل زال (دارای روند معنی‌دار) را نشان می‌دهد، مقادیر شاخص SPI (خط چین نارنجی) تقریباً در تمام سال‌ها با مقادیر شاخص SPIt (خط آبی) اختلاف دارند. به‌طوری‌که در بعضی سال‌ها، مانند ۱۳۵۰ تا ۱۳۶۴، این اختلاف زیاد و در بعضی سال‌ها، مانند ۱۳۶۶ تا ۱۳۷۳، بسیار کم است. متفاوت بودن سری زمانی شاخص ایستای خشک سالی SPI در مقایسه با ناپیوستگی آن SPIt، با نتایج Wang et al. (2015)، در حوزه آبریز دیگری، مطابقت نشان می‌دهد. لذا می‌توان گفت هر قدر مقادیر بارش یک ایستگاه دارای تغییرات بیش‌تری باشند، ضرورت بیش‌تری بر محاسبه خشک سالی با در نظر گرفتن حالت ناپیوستگی وجود دارد. در شکل ۵ (ب) نیز نمودار



شکل ۵- سری‌زمانی شاخص‌های خشکسالی، ایستگاه‌های الف) پل‌زال ب) بستان ج) پل‌کهنه د) نورآباد ه) هلیلان
 Figure 5- Time series of drought indicators, stations a) Polzal, b) Bostan, c) Polkohne, d) Norabad, and e) Holilan

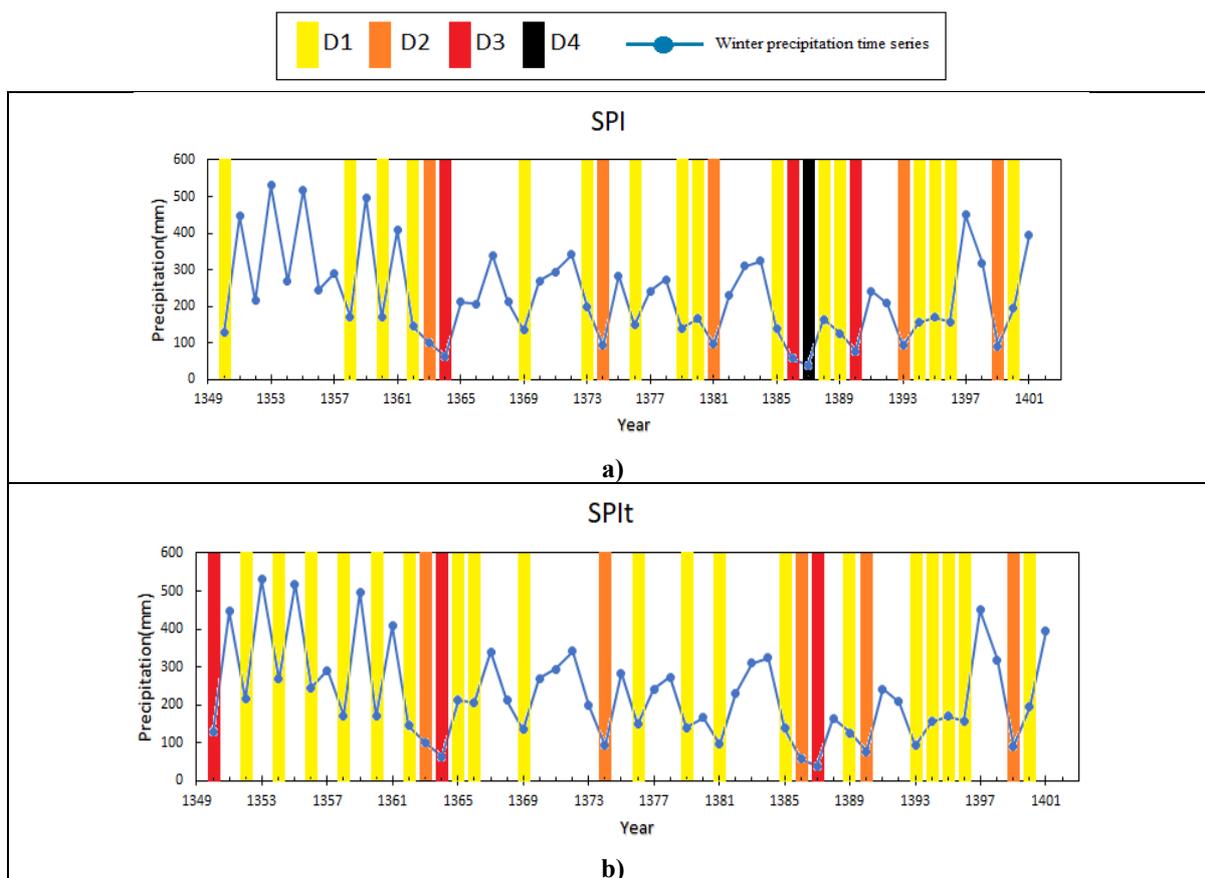
خشک‌سالی هستند و همین سال‌ها در حالت ایستا دارای خشک‌سالی از دسته D1 هستند. علاوه بر این‌ها، در ایستگاه پل‌زال برای حالت ایستا سال‌های ۱۳۵۰، ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۳ به‌ترتیب در طبقات D1، D3، D4، D3 و D2 قرار دارند، درحالی‌که همین سال‌ها برای حالت نایستا در طبقاتی متفاوت، که به‌ترتیب سال‌های ذکر شده عبارتند از D3، D2، D3 و D2 قرار می‌گیرند. از سوی دیگر، در شکل ۶ الف، سال‌های ۱۳۵۰ و ۱۳۸۹، با بارش‌های حدوداً مساوی به‌ترتیب، ۱۲۷ و ۱۲۵ میلی‌متر، هر دو دارای خشک‌سالی از دسته D1 هستند. این درحالی‌است که در شکل ۶ ب، برای حالت نایستا، سال ۱۳۵۰، با بارش ۱۲۷ میلی‌متر، خشک‌سالی از دسته D3، به‌دست آمده

۳-۵- طبقه‌بندی خشک‌سالی

تحلیل وضعیت خشک‌سالی در دو حالت ایستا و نایستا، از دو منظر، شامل سال معین و مقدار بارش معین، قابل‌مقایسه است. طبقه‌بندی شاخص‌های خشک‌سالی طبق جدول ۲ در دو حالت ایستا و نایستا برای ایستگاه پل‌زال در شکل ۶ آورده شده است. در شکل ۶ الف، برای خشک‌سالی در حالت ایستا، سال‌های ۱۳۵۲، ۱۳۵۴، ۱۳۵۶، ۱۳۶۵ و ۱۳۶۶، فاقد خشک‌سالی به‌دست آمده‌اند. این درحالی‌است که سال‌های مزبور در تحلیل نایستا، در شکل ۶ ب، دارای خشک‌سالی از دسته D1 هستند. همچنین سال‌های ۱۳۷۳، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۸، در حالت نایستا فاقد

۱۳۹۳ از طبقه D1 و سال ۱۳۹۹ از طبقه D2 هستند. به این ترتیب برای ایستگاه‌های بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان نیز طبقه بندی برای دو حالت ایستا و ناپستای انجام و نتایج به همین شکل قابل مقایسه شدند. مقادیر درصد فراوانی کل خشک سالی‌ها و همچنین مقادیر درصد فراوانی خشک سالی در هر طبقه به طور جداگانه، تحت هر دو حالت ایستا و ناپستای برای ایستگاه‌های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان در هر ایستگاه با توجه به دوره آماری مختص خود، محاسبه و نتایج در جدول ۶ نمایش داده شده است.

است. حال آن که بارش ۱۲۵ میلی متر که حدوداً از نظر مقدار تقریباً برابر با ۱۲۷ میلی متر است، در سال ۱۳۸۹ و در همان ایستگاه، دارای خشک سالی از دسته D1 است. طبق همین استدلال سال‌های ۱۳۶۳ و ۱۳۸۱ نیز با بارش‌های تقریباً برابر به ترتیب، ۹۹ و ۹۶ میلی متر، در حالت ایستا هر دو جزو طبقه D2، اما در حالت ناپستای سال ۱۳۶۳ از دسته D2 و سال ۱۳۸۱ از دسته D1، است. همچنین این استدلال برای سال‌های ۱۳۹۳ با ۹۲ میلی متر و سال ۱۳۹۹ با ۹۰ میلی متر بارش، نیز صدق می کند، و هر دو سال در حالت ایستا از طبقه D2، اما در حالت ناپستای سال



شکل ۶- طبقه بندی شاخص SPI (a) و SPIt (b) به همراه سری زمانی، ایستگاه پل زال
Figure 6- Classification of SPI (a) and SPIt (b) indices along with time series, Polzal station

جدول ۶- مقادیر فراوانی خشکی در دو حالت ایستا و ناپستای بر اساس دوره آماری هر ایستگاه، ایستگاه‌های پل زال، بستان، پل کهنه، نورآباد و هلیلان

Table 6- The frequency values of drought in both the stationary and non-stationary states based on the statistical period of each station, Polzal, Bostan, Polkohneh, Norabad, and Holilan stations

Station name	Statistical period	(%) Frequency of drought		(%) Frequency of drought classes							
		stationary	non-stationary	stationary				non-stationary			
				D1	D2	D3	D4	D1	D2	D3	D4
Polzal	52 Year	48	52	31	10	5	2	36	9	7	0
Bostan	31 Year	48	52	35	7	3	3	42	10	0	0
Polkohneh	44 Year	47	41	27	11	7	2	26	7	4	4
Norabad	32 Year	43	47	28	9	0	6	28	9	6	4
Holilan	36 Year	50	50	33	11	3	3	33	11	3	3

۲، ۳ و ۶ به‌دست داد. در ایستگاه‌های فاقد روند، برای دستیابی به شدیدترین خشک‌سالی‌ها، توصیه به استفاده از تحلیل نایستا است. به‌طوری‌که خشک‌سالی شدید در ایستگاه‌های فاقد روند پل کهنه و هلیلان ناشی از تحلیل نایستا به ترتیب ۲ و ۳ به‌دست آمد. حال آن‌که با تحلیل نایستا در دو ایستگاه مزبور به ترتیب ۴ و ۳ بار محاسبه شد. در تأیید نتایج به‌دست آمده می‌توان به نتایج Luke et al. (2017) اشاره کرد. آن‌ها در تحلیل مقادیر حدی که با هدف مدیریت ریسک سیلاب انجام دادند، به این نتیجه رسیدند که اگرچه تحلیل نایستای مقادیر حداکثر سیلاب منجر به برآورد دقیق‌تری از پارامترهای توزیع احتمال متناسب با داده‌ها می‌شود، لیکن در برون‌یابی مقادیر آینده، بعضاً تحلیل ایستا با برخی واقعیات، انطباق بیش‌تری نشان می‌دهد. بدین ترتیب آن‌چه از پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت عبارت از آن است که اگرچه در اثر تغییرات هیدرولوژیکی، تحلیل نایستا از طریق ساختاری که امکان برآورد تغییرات در پارامترهای توزیع را به‌دست دهد، نظیر ساختار GAMLSS، برآورد پارامترها با دقت بیش‌تری انجام می‌شود، لیکن همان‌گونه که ملاحظه شد بسته به هدف پایش خشک‌سالی، ممکن است در شرایط نایستا، تحلیل ایستا نتایج توأم با ریسک کم‌تر به‌دست دهد. بدین ترتیب فرض اصلی پژوهش، شامل دقیق‌تر بودن برآورد پارامترهای توزیع احتمال با لحاظ نمودن شرایط نایستایی در محاسبات، در مقایسه با انجام محاسبات به‌صورت ایستا است. همان‌گونه که در نتایج پژوهش نیز ملاحظه شد برآزش نایستای مدل احتمال، دقیق‌تر از برآزش ایستا به‌دست آمد. از طرفی محدودیت فرض مزبور، ناشی از هدف پایش خشک‌سالی مبنی بر این‌که مسأله بحرانی ناشی از خشک‌سالی فراوانی آن و یا فراوانی شدیدترین خشک‌سالی باشد، به‌دست آمد به‌طوری‌که در ایستگاه‌های دارای وضعیت نایستایی، تحلیل نایستا، فراوانی بیش‌تر، حال آن‌که فراوانی شدیدتر، با تحلیل ایستا به‌دست آمد. پیشنهاد می‌شود با افزودن تغییرپذیری در واریانس با افزودن عامل بارش و جایگزینی توابع احتمالاتی دیگر، پایش خشک‌سالی، تحت وقوع بارش‌های شدید احتمالی، مدل‌سازی شود.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله نویسندگان مقاله از سازمان آب و برق خوزستان به‌دلیل در اختیار گذاشتن داده‌های مورد نیاز پژوهش و همچنین از حمایت دانشگاه شهید چمران اهواز از طریق پژوهانه شماره SCU.WH1403.26878 مراتب قدردانی و سپاس خود را اعلام می‌دارند.

در جدول ۶، برای سه ایستگاه پل‌زال، بستان و نورآباد که ایستگاه‌های دارای روند معنی‌دار هستند، مقدار فراوانی خشکی تحت حالت ایستا به ترتیب ۴۸، ۴۸ و ۴۳ درصد، و تحت حالت نایستا به ترتیب ۵۲، ۵۲ و ۴۷ درصد است. بدین ترتیب برای هر سه ایستگاه، فراوانی خشکی در حالت نایستا، بیش‌تر از حالت ایستا، برآورد شده است. برای ایستگاه پل کهنه که نسب به سه ایستگاه مزبور که فاقد روند معنی‌دار است، فراوانی خشکی در حالت ایستا ۴۷ و در حالت نایستا ۴۱ درصد برآورد شده به‌دست آمده است. لذا برای این ایستگاه، تحلیل ایستا، فراوانی بیش‌تری به‌دست داده است. این در حالی است که در ایستگاه هلیلان که مشابه با ایستگاه پل کهنه، فاقد روند مشاهده می‌شود، فراوانی خشک‌سالی برای دو حالت ایستا و نایستا برابر و برابر با ۵۰ درصد، است.

۴- نتیجه‌گیری

نتایج پایش بلندمدت وضعیت خشک‌سالی در ایستگاه‌های بارانسنجی مختلف نشان داد تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری در حوزه‌های آبریز که یقیناً متأثر از پدیده خشک‌سالی خواهند بود، به وضعیت تغییرات عوامل مؤثر بر خشک‌سالی و از آن جمله، بارش، بستگی دارد. به‌طوری‌که چنانچه تغییرات مزبور بگونه‌ای معنی‌دار صورت گیرد، تحلیل خشک‌سالی، بسته به هدف آن، می‌تواند هم ایستا و هم نایستا صورت گیرد. با این توضیح که همان‌گونه که در نتایج آورده شده، چنانچه مسأله بحرانی ناشی از خشک‌سالی، فراوانی وقوع آن باشد، اکیدا توصیه به تحلیل و پایش خشک‌سالی با در نظر گرفتن نایستایی صورت گیرد. زیرا همان‌گونه که نتایج نشان داد فراوانی حاصل از پایش نایستا در ایستگاه‌های دارای روند، بیش‌تر از زمانی است که در همان ایستگاه، تحلیل ایستا بکار رود. در این رابطه مشاهده شده که سه ایستگاه دارای روند پل‌زال، بستان و نورآباد، در حالت ایستا دارای فراوانی به ترتیب ۴۸، ۴۸ و ۴۳ داشتند. حال آن‌که در تحلیل نایستا، این مقادیر به ۵۲، ۵۲ و ۴۷ افزایش یافت. این در حالی است که چنانچه ایستگاه فاقد روند بوده و مسأله بحرانی ناشی از خشک‌سالی، فراوانی آن باشد، توصیه به تحلیل ایستا در ایستگاه‌های مزبور می‌شود.

از طرفی چنانچه مسأله بحرانی ناشی از خشک‌سالی، شدت خشک‌سالی و فراوانی دسته خشک‌سالی شدید، مد نظر باشد، توصیه اکید به استفاده از تحلیل ایستا در ایستگاه‌های دارای روند است. به‌طوری‌که در نتایج نشان داده شد که خشک‌سالی شدید در ایستگاه‌های دارای روند، با تحلیل نایستا، عدد فراوانی صفر به‌دست آمد حال آن‌که در همین ایستگاه‌ها، با تحلیل ایستا، تعداد فراوانی شدید را در ایستگاه‌های پل‌زال، بستان و نورآباد، به ترتیب

تضاد منافع نویسندگان

نویسندگان این مقاله اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافی در خصوص نگارش و انتشار مطالب و نتایج این پژوهش ندارند.

دسترسی به داده‌ها

داده‌ها و نتایج استفاده شده در این پژوهش از طریق مکاتبه با نویسنده مسئول در اختیار قرار خواهد گرفت.

مشارکت نویسندگان

محمد رضا شریفی: مفهوم سازی، ویرایش و بازنگری مقاله؛ کامران قیصری موزرمی: انجام تحلیل‌های نرم‌افزاری / آماری و نگارش نسخه اولیه مقاله؛ حیدر زارعی: مشاوره و بررسی متن مقاله؛ مهرداد تقیان: مشارکت در ارائه داده‌های مورد نیاز پژوهش.

varying hazard frequency, exposure and vulnerability. *Journal of Environmental Management*, 342, 118176. doi: 10.1016/j.jenvman.2023.118176

Giraldo Osorio, J. D., & García Galiano, S. G. (2012). Non-stationary analysis of dry spells in monsoon season of Senegal River Basin using data from regional climate models (RCMs). *Journal of Hydrology*, 450–451, 82–92. doi: 10.1016/j.jhydrol.2012.05.029

Gilleland, E., Ribatet, M., & Stephenson, A. G. (2012). A software review for extreme value analysis. *Extremes*, 16(1), 103–119. doi: 10.1007/s10687-012-0155-0

Gul, E., Staiou, E., Safari, M. J. S., & Vaheddoost, B. (2023). Enhancing meteorological drought modeling accuracy using hybrid boost regression models: A case study from the Aegean Region, Türkiye. *Sustainability*, 15(15), 11568. doi: 10.3390/su151511568

Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J., Ondo, J.-C., Gachon, P., & Bobée, B. (2006). Frequency analysis of a sequence of dependent and/or non-stationary hydro-meteorological observations: A review. *Journal of Hydrology*, 329(3–4), 534–552. doi: 10.1016/j.jhydrol.2006.03.004

Kousali, M., Salarijazi, M., & Ghorbani, K. (2022). Estimation of non-stationary behavior in annual and seasonal surface freshwater volume discharged into the Gorgan Bay, Iran. *Natural Resources Research*, 31(2), 835–847. doi: 10.1007/s11053-022-10010-5

López, J., & Francés, F. (2013). Non-stationary flood frequency analysis in continental Spanish rivers, using climate and reservoir indices as external covariates. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17(8), 3189–3203. doi: 10.5194/hess-17-3189-2013

Li, J. Z., Wang, Y. X., Li, S. F., & Hu, R. (2015). A nonstationary standardized precipitation index incorporating climate indices as covariates.

منابع

- محیط اصفهانی، پوریا، مدرس، رضا، (۱۳۹۹). مدل‌های جمعی تعمیم یافته برای تحلیل فراوانی ناپستای سیل، *تحقیقات منابع آب ایران*، ۱۶ (۳)، ۳۷۶–۳۸۷. doi: 10.1001.1.17352347.1399.16.3.26.4
- محمدرضایی، مریم، سلطانی، سعید، و مدرس، رضا (۱۴۰۱). تأثیر شاخص‌های دمایی انسو بر خشک‌سالی هواشناسی در نیمه غربی ایران، *مدل‌سازی و مدیریت آب و خاک*، ۲ (۳)، ۱۳–۲۷. doi: 10.22098/mmws.2022.9632.1053
- محمدی، نیلوفر، و حجازی‌زاده، زهرا (۱۴۰۳). اثرات تغییر اقلیم بر افزایش ریسک مخاطره خشک‌سالی در تهران با بهره‌گیری از سناریوهای CMIP6. *مدل‌سازی و مدیریت آب و خاک*، ۴ (۲)، ۱۳۳–۱۴۸. doi: 10.22098/mmws.2023.12563.1252.۱۴۸

References

- Bayazit, M. (2015). Nonstationarity of hydrological records and recent trends in trend analysis: A state-of-the-art review. *Environmental Processes*, 2(3), 527–542. doi: 10.1007/s40710-015-0081-7
- Bazrafshan, J., & Hejabi, S. (2018). A non-stationary reconnaissance drought index (NRDI) for drought monitoring in a changing climate. *Water Resources Management*, 32(8), 2611–2624. doi: 10.1007/s11269-018-1947-z
- Coles, S., Bawa, J., Trenner, L., & Dorazio, P. (2001). *An introduction to statistical modeling of extreme values*, 208, page. 208). London: Springer. doi: 10.1007/978-1-4471-3675-0
- Chen, C., Peng, T., Singh, V. P., Wang, Y., Zhang, T., Dong, X., Lin, Q., Guo, J., Liu, J., Fan, T., & Wang, G. (2024). Assessment of dynamic hydrological drought risk from a non-stationary perspective. *Hydrological Processes*, 38(8). doi: 10.1002/hyp.15267
- Das, S., Das, J., & Umamahesh, N. V. (2021). Nonstationary modeling of meteorological droughts: Application to a region in India. *Journal of Hydrologic Engineering*, 26(2). doi: 10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0002039
- Debele, S. E., Strupczewski, W. G., & Bogdanowicz, E. (2017). A comparison of three approaches to non-stationary flood frequency analysis. *Acta Geophysica*, 65, 863–883. doi: 10.1007/s11600-017-0071-4
- El Adlouni, S., Ouarda, T. B. M. J., Zhang, X., Roy, R., & Bobée, B. (2007). Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. *Water Resources Research*, 43(3). doi: 10.1029/2005WR004545
- Fang, W., Huang, Q., Huang, G., Ming, B., Quan, Q., Li, P., Guo, Y., Zheng, X., Feng, G., & Peng, J. (2023). Assessment of dynamic drought-induced ecosystem risk: Integrating time-

- Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 120(23). doi: 10.1002/2015JD023920
- Li, J., Lei, Y., Tan, S., Bell, C. D., Engel, B. A., & Wang, Y. (2018). Nonstationary flood frequency analysis for annual flood peak and volume series in both univariate and bivariate domain. *Water Resources Management*, 32(13), 4239–4252. doi: 10.1007/s11269-018-2041-2
- Lan, T., Lin, K., Xu, C.-Y., Tan, X., & Chen, X. (2020). Dynamics of hydrological-model parameters: Mechanisms, problems and solutions. *Hydrology and Earth System Sciences*, 24(3), 1347–1366. doi: 10.5194/hess-24-1347-2020
- Luke, A., Vrugt, J. A., AghaKouchak, A., Matthew, R., & Brett, F. S. (2017). Predicting nonstationary flood frequencies: Evidence supports an updated stationarity thesis in the United States. *Water Resources Research*, 53(7), 5469–5494. doi: 10.1002/2016WR019676
- Mianabadi, A., Bateni, M. M., & Babaei, M. (2024). Projection of future non-stationary intensity-duration-frequency curves using the pooled CMIP6 climate models. *Natural Hazards*, 120, 14311–14332. doi: 10.1007/s11069-024-06779-8
- Modarres, R., Sarhadi, A., & Burn, D. H. (2016). Changes of extreme drought and flood events in Iran. *Global and Planetary Change*, 144, 67–81.
- Mohammadrezaei, M., Soltani, S. & Modarres, R. (2022). Effect of Enso indices on meteorological drought in the midwest of Iran, *Water and Soil Management and Modeling*, 2(2), 13-27. doi: 10.22098/mmws.2023.12563.1252 [In Persian]
- Mohammadi, N., & Hejazizadeh, Z. (2024). The effects of climate change on increasing the risk of drought in Tehran using CMIP6 scenarios. *Water and Soil Management and Modeling*, 4(2), 133-148. doi: 10.22098/mmws.2023.12563.1252 [In Persian]
- Naghttini, M. (2017). *Fundamentals of Statistical Hydrology* (Springer). doi:10.1007/978-3-319-43561-9
- Mohit Isfahani, P., & Modarres, R. (2020). The generalized additive models for non-stationary flood frequency analysis. *Iran-Water Resources Research*, 16(3), 376–387. doi: 10.1001.1.17352347.1399.16.3.26.4 [In Persian]
- Pasho, E., Camarero, J. J., de Luis, M., & Vicente-Serrano, S. M. (2011). Impacts of drought at different time scales on forest growth across a wide climatic gradient in north-eastern Spain. *Agricultural and Forest Meteorology*, 151(12), 1800–1811. doi: 10.1016/j.agrformet.2011.07.018
- Park, J., Sung, J. H., Lim, Y.-J., & Kang, H.-S. (2018). Introduction and application of non-stationary standardized precipitation index considering probability distribution function and return period. *Theoretical and Applied Climatology*, 136(1–2), 529–542. doi: 10.1007/s00704-018-2500-y
- Rigby, R. A., & Stasinopoulos, D. M. (2005). Generalized additive models for location, scale and shape. *Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics*, 54(3), 507–554. doi: 10.1111/j.1467-9876.2005.00510.x
- Rigby, R. A., Stasinopoulos, D. M., Heller, G., & De Bastiani, F. (2018). Distributions for modelling location, scale and shape: Using GAMLSS in R. Retrieved from www.gamlss.org
- Russo, S., Dosio, A., Sterl, A., Barbosa, P., & Vogt, J. (2013). Projection of occurrence of extreme dry–wet years and seasons in Europe with stationary and nonstationary standardized precipitation indices. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 118(14), 7628–7639. doi: 10.1002/jgrd.50571
- Rashid, M. M., & Beecham, S. (2019). Development of a non-stationary standardized precipitation index and its application to a South Australian climate. *Science of The Total Environment*, 657, 882–892. doi: 10.1016/j.scitotenv.2018.12.052
- Salas, J. D., Obeysekera, J., & Vogel, R. M. (2018). Stationarity is dead: Whither water management? *Journal of Water Resources Planning and Management*, 144(10). doi: 10.1061/(ASCE)WR.1943-5452.0000994
- Strupczewski, W. G., Singh, V. P., & Feluch, W. (2001). Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I. Maximum likelihood estimation. *Journal of Hydrology*, 248(1–4), 123–142. doi:10.1016/s0022-1694(01)00397-3
- Stasinopoulos, D. M., & Rigby, R. A. (2007). Generalized Additive Models for Location Scale and Shape (GAMLSS) in R. *Journal of Statistical Software*, 23(7). doi: 10.18637/jss.v023.i07
- Strupczewski, W. G., Kochanek, K., Feluch, W., Bogdanowicz, E., & Singh, V. P. (2009). On seasonal approach to nonstationary flood frequency analysis. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*, 34(10–12), 612–618. doi: 10.1016/j.pce.2008.10.067
- Sarhadi, A., Burn, D. H., Concepción Ausín, M., & Wiper, M. P. (2016). Time-varying nonstationary multivariate risk analysis using a dynamic Bayesian copula. *Water Resources Research*, 52(3), 2327–2349. doi: 10.1002/2015wr018525
- Türkeş, M., & Tatlı, H. (2009). Use of the standardized precipitation index (SPI) and a modified SPI for shaping the drought probabilities over Turkey. *International Journal of Climatology*, 29(15), 2270–2282. doi: 10.1002/joc.1862
- Vasilades, L., Galiatsatou, P., & Loukas, A. (2014). Nonstationary frequency analysis of annual maximum rainfall using climate covariates.

- Water Resources Management*, 29(2), 339–358. doi: 10.1007/s11269-014-0761-5
- Wang, Y., Li, J., Feng, P., & Hu, R. (2015). A time-dependent drought index for non-stationary precipitation series. *Water Resources Management*, 29(15), 5631–5647. doi: 10.1007/s11269-015-1138-0
- Wang, Y., Duan, L., Liu, T., Li, J., & Feng, P. (2020). A non-stationary standardized streamflow index for hydrological drought using climate and human-induced indices as covariates. *Science of The Total Environment*, 699, 134278. doi: 10.1016/j.scitotenv.2019.134278
- Wang, Y., Peng, T., He, Y., Singh, V. P., Lin, Q., Dong, X., Fan, T., Liu, J., Guo, J., & Wang, G. (2023). Attribution analysis of non-stationary hydrological drought using the GAMLSS framework and an improved SWAT model. *Journal of Hydrology*, 627, 130420. doi: 10.1016/j.jhydrol.2023.130420
- Xiong, L., Du, T., Xu, C.-Y., Guo, S., Jiang, C., & Gippel, C. J. (2015). Non-stationary annual maximum flood frequency analysis using the norming constants method to consider non-stationarity in the annual daily flow series. *Water Resources Management*, 29(10), 3615–3633. doi: 10.1007/s11269-015-1019-6
- Yan, L., Xiong, L., Guo, S., Xu, C.-Y., Xia, J., & Du, T. (2017). Comparison of four nonstationary hydrologic design methods for changing environment. *Journal of Hydrology*, 551, 132–150. doi: 10.1016/j.jhydrol.2017.06.001
- Yılmaz, M., & Tosunoğlu, F. (2024). Non-stationary low flow frequency analysis under climate change. *Theoretical and Applied Climatology*, 155(8), 7479–7497. doi: 10.1007/s00704-024-05081-8
- Zhang, T., Su, X., Wu, L., & Chu, J. (2023). Identification of dynamic drought propagation from a nonstationary perspective and its application to drought warnings. *Journal of Hydrology*, 626, 130372. doi: 10.1016/j.jhydrol.2023.130372