



Nonstationary Regional Frequency Analysis of Maximum 24-Hour Precipitation in West of Iran

P. Mohit Isfahani^{1*} and R. Modarres²

Abstract

During last century, anthropogenic forcing and climate change have influenced the stationarity of the many extremes. Therefore, using of stationary pre-assumption-based Frequency Analysis (FA) techniques for estimating the risk of extremes may not be reliable anymore. In present study we introduced a nonstationary FA method to estimate risk of 24-hour maximum precipitation variable, as one of the major factors for generating floods in West of Iran. Nonstationarity assessments showed that among 53 investigated stations, only 4 stations (i.e., Khorramabad and Poldokhtar stations with increasing linear trends and Izeh and Ramhormuz stations with decreasing linear trends) have significant nonstationarity. Three hydrological homogeneous regions were characterized based on statistical properties of 24-hour maximum precipitation variable at study stations. Results revealed that stations in the Region_II, mostly including the stations in Fars, Chaharmahal and Bakhtiari, Bushehr and Kohgiluyeh and Boyerahmad Provinces, have higher risks for more severe 24-hour maximum precipitation compared to stations in other regions. Also, results showed that if nonstationarity in Khorramabad and Poldokhtar stations is ignored, 100-year quantiles of 24-hour maximum precipitation will underestimate around 10.1% and 13.8% in those stations.

Keywords: Frequency Analysis, Trend Test, Natural Hazards Risk, L-moments, Growth Curve.

Received: November 2, 2021

Accepted: January 17, 2022

تحلیل فراوانی منطقه‌ای ناپایستای حداکثر بارش ۲۴-ساعته در غرب ایران

پوریا محیط اصفهانی^{۱*} و رضا مدرس^۲

چکیده

در طی قرن گذشته فعالیت‌های انسانی و تغییرات اقلیمی ایستایی بسیاری از متغیرهای حدی را دست‌خوش تغییر قرار داده‌اند. لذا استفاده از تکنیک‌های آماری تحلیل فراوانی با پیش فرض‌های ایستایی داده‌ها جهت برآورد ریسک وقوع رویدادهای حدی بیش از این ممکن است قابل اطمینان نباشد. در پژوهش حاضر ضمن معرفی تکنیک تحلیل فراوانی منطقه‌ای مبتنی بر روش شاخص سیل ناپایستا، ریسک وقوع متغیر حداکثر بارش ۲۴-ساعته به عنوان یک متغیر مولد سیل در زیرحوضه‌های غرب کشور بررسی شده است. بررسی ناپایستایی داده‌ها نشان داد که از بین ۵۳ ایستگاه مورد مطالعه فقط چهار ایستگاه خرم‌آباد و پل‌دختر با یک روند افزایشی و رامهرمز و ایذه با یک روند کاهش‌ی معنی‌دار دارای ناپایستایی هستند. بر اساس نتایج، ایستگاه‌های مورد مطالعه از لحاظ ریسک وقوع حداکثر بارش ۲۴-ساعته به سه زیرناحیه همگن هیدرولوژیکی تفکیک شدند. نتایج پژوهش نشان داد که منطقه همگن دوم که عمدتاً شامل ایستگاه‌ها در استان‌های فارس، بوشهر، چهارمحال و بختیاری و کهگیلویه و بویراحمد هستند از ریسک وقوع حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته شدیدتری نسبت به سایر مناطق مورد مطالعه برخوردار هستند. همچنین باتوجه به روند افزایشی حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته در ایستگاه‌های پل‌دختر و خرم‌آباد مشخص شد که حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته برآورد شده با دوره بازگشت ۱۰۰ سال در این دو ایستگاه در صورت نادیده گرفتن ناپایستایی داده‌ها به ترتیب ۱۳/۸ و ۱۰/۱ درصد کمتر از مقدار مورد انتظار برآورد خواهند شد.

کلمات کلیدی: تحلیل فراوانی، آزمون روند، ریسک مخاطرات طبیعی، گشتاورهای خطی، منحنی رشد.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۸/۱۱

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۰/۱۰/۲۷

1- M.Sc. Graduate of Watershed Management, Department of Natural Resources, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran. Email: poriamohit.72@gmail.com

2- Associate Professor, Department of Natural Resources, Center of Excellence on Risk Management and Natural Hazards, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

*- Corresponding Author

Dor: [20.1001.1.17352347.1400.17.4.7.4](https://doi.org/10.1001.1.17352347.1400.17.4.7.4)

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی آب‌خیزداری، گروه مهندسی مرتع و آب‌خیزداری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان، ایران.

۲- دانشیار دانشکده منابع طبیعی و عضو قطب علمی مدیریت ریسک و بلایای طبیعی، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان، ایران.

*- نویسنده مسئول

بحث و مناظره (Discussion) در مورد این مقاله تا پایان بهار ۱۴۰۱ امکان‌پذیر است.



یکی از مهم‌ترین چالش‌های تحلیل فراوانی رویدادهای حدی- نظیر سیل، خشکسالی و بارش- و برآورد ریسک وقوع آنها عدم وجود ایستگاه‌های اندازه‌گیری یا وجود ایستگاه‌ها با طول دوره آماری کوتاه مدت در مناطق مورد نیاز است. به همین دلیل به عنوان یک راهکار استفاده از روش‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای به جای تحلیل فراوانی ایستگاهی برای انواع رویدادهای حدی از نیمه دوم قرن نوزدهم مورد توجه قرار گرفته است. روش‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای (Hosking and Wallis, 1997) یکی از شناخته شده‌ترین روش‌ها برای ارزیابی ریسک وقوع انواع رویدادهای حدی مخصوصاً سیل و بارش می‌باشند. از آنجاییکه تحلیل فراوانی منطقه‌ای مشاهدات بیشتری را از یک منطقه همگن هیدرولوژیکی جهت برآورد چندک‌ها مورد استفاده قرار می‌دهد، نتایج آن نسبت به روش تحلیل فراوانی ایستگاهی به ویژه برای ایستگاه‌ها با طول دوره آماری کم، قابل اطمینان‌تر می‌باشد (Nam et al., 2015; Kim et al., 2020). لذا تکنیک‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای به صورت گسترده برای مطالعه ریسک وقوع انواع رویدادهای حدی مانند خشکسالی (Ghadami et al., 2020; Strnad et al., 2020)، دوره‌های خشک (Modarres and Sarhadi, 2010)، جریان پایه (Zamani et al., 2015)، سیل (Sharifi Garmdareh et al., 2018; Allahbakhshian-Farsani et al., 2020) و حداکثر بارش روزانه (Malekinezhad and Zare-Garizi, 2014; Mohammadi and Talebi, 2020) در ایران و سایر مناطق دنیا مورد استفاده قرار گرفته است.

از سوی دیگر پیش شرط اصلی هر دو تحلیل فراوانی ایستگاهی و تحلیل فراوانی منطقه‌ای وجود ایستایی گشتاورهای^۲ داده‌ها مانند میانگین، واریانس، چولگی و کشیدگی می‌باشد. اما با این حال امروزه پیش شرط ایستایی گشتاورها بخاطر عواملی همچون تغییرات اقلیمی، فعالیت‌های انسانی، تغییرات کاربری، توسعه مناطق شهری و غیره ممکن است بیش از این همیشه و همه‌جا صادق نباشد (O'Brien and Burn, 2014; Kim et al., 2020; Mohit Isfahani and Modarres, 2020). در اکثر مطالعات تحلیل فراوانی (منطقه‌ای) و مطالعاتی که در بخش‌های قبلی به آنها اشاره شد، نالیستایی داده‌ها یا در نظر گرفته نشده است یا ایستگاه‌های دارای نالیستایی از فرآیند تحلیل فراوانی (منطقه‌ای) حذف شده‌اند. این در حالی است که مناطق دارای نالیستایی- به ویژه با حالت نالیستایی افزایشی- برای یک پدیده حدی بیشتر در معرض خطر قرار دارند و نیازمند توجه بیشتری می‌باشند. از سوی دیگر نادیده گرفتن اثر نالیستایی داده‌ها در فرآیند تحلیل فراوانی می‌تواند نتایج بسیار با اختلافی را نسبت به واقعیت سبب شود.

ثبت و گزارش انواع مخاطرات طبیعی مانند سیل، خشکسالی، موج‌های گرما و آتش‌سوزی در سراسر دنیا و به صورت پیاپی در دو دهه اخیر حکایت از افزایش ریسک وقوع بسیاری از رویدادهای حدی دارد (IPCC, 2012) که علت اصلی آن در بسیاری از مواقع فعالیت‌های انسانی و عواقب تغییر اقلیم گزارش شده است (De Ruiter et al., 2021; Merz et al., 2021; Chiang et al., 2021). بنابراین به سبب تأثیر قابل توجه این دو عامل بر رویدادهای حدی رفتار اغلب این مخاطرات از حالت ثبات و ایستایی در حال تغییر به یک حالت پویا و نالیستا می‌باشد (Milly et al., 2008). از سوی دیگر اغلب تکنیک‌های آماری جهت بررسی ریسک وقوع رویدادهای حدی بر اساس پیش شرط‌های ثبات و ایستایی داده‌ها تعریف شده‌اند (Leclerc and Ouarda, 2007). بنابراین نیاز است که جهت ارزیابی ریسک وقوع رویدادهای حدی از تکنیک‌هایی استفاده شود که اثر نالیستایی و پویایی داده‌ها را در خود لحاظ کرده باشند (Mohit Isfahani and Modarres, 2020).

پدیده سیلاب یکی از مخاطرات طبیعی می‌باشد که کشور ما در سال‌های اخیر از آن رنج برده است. رویدادهای سیلابی اتفاق افتاده در اغلب نقاط کشور در بهار ۱۳۹۸ از جمله مخرب‌ترین و پر هزینه‌ترین نمونه‌های این پدیده می‌باشند. بر اساس گزارش نهایی هیأت ویژه سیلاب‌ها (SPNFR^۱) علت اصلی سیلاب‌های بهار ۱۳۹۸ وقوع بارش‌های شدید و با تداوم زیاد گزارش شده است (SPNFR, 2020; Mehdi Nasab, 2020). لذا نقش و اهمیت متغیر بارندگی و خصوصیات آن مانند موقعیت مکانی و زمانی، وقفه بین بارش‌های متوالی و مهم‌تر از همه شدت بارندگی به عنوان یک مولد اصلی و طبیعی برای سیلاب‌ها نسبت به سایر عوامل مولد سیل بیشتر مورد توجه است (Nguyen et al., 2020). وقوع بارش‌های شدید و بی‌سابقه نه تنها در کشور ما بلکه حتی در برخی از کشورهای توسعه یافته نیز در چند سال اخیر منجر به وقوع سیلاب و خسارت شده است. برای نمونه بارش‌های شدید ۲۴-ساعته و ۴۸-ساعته با مقادیر ۱۵۰ تا ۲۰۰ میلی‌متر بین دوازدهم تا پانزدهم جولای ۲۰۲۱ در غرب اروپا منجر به وقوع سیلاب و آبرگفتگی مناطق شهری در برخی از کشورهای غرب اروپا شد (Kreienkamp, 2021). همچنین بارش‌های سیل‌آسا در پنجم تا هجدهم جولای ۲۰۱۸ در غرب ژاپن منجر به وقوع سیل و مرگ بیش از ۲۰۰ نفر شد (Nguyen et al., 2020). لیکن باتوجه به نقش و اهمیت متغیر بارش برای پدیده سیل، رفتارشناسی و ارزیابی صحیح و دقیق ریسک وقوع این پدیده در مناطق سیل‌خیز به کمک تکنیک‌های آماری بسیار حائز اهمیت می‌باشد.

شد. منطقه مورد مطالعه از نظر توپوگرافی از محدوده پست جلگه خوزستان با ارتفاع حدود ۲ متر از سطح دریا تا ارتفاعات رشته کوه‌های زاگرس با ارتفاعات بیش از ۴۰۰۰ متر را شامل می‌شود. این محدوده بیشتر به سبب وجود رودخانه‌های بزرگ کارون و کرخه و سرشاخه‌های این رودخانه‌ها از لحاظ هیدرولوژیکی حائز اهمیت می‌باشد. از سوی دیگر بارش‌های شدید و سیل‌آسا از جمله دلایل اصلی سیلاب‌ها در این محدوده به حساب می‌آیند (SPNFR, 2020; Mehdi Nasab, 2020). لذا در پژوهش حاضر از آمار حداکثر بارش ۲۴-ساعته سالانه ۵۳ ایستگاه هواشناسی از بدو تأسیس تا پایان سال ۲۰۱۸ با پراکنش مکانی یکنواخت در منطقه مورد مطالعه و طول دوره آماری حداقل ۲۰ سال استفاده شد. شکل ۱ موقعیت محدوده مورد مطالعه و ایستگاه‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد. در بخش نتایج خصوصیات آماری ایستگاه‌های مورد مطالعه بحث شده است.

تحلیل فراوانی رویدادهای حدی حداکثر بارش روزانه (۲۴-ساعته) به عنوان یک عامل مهم مولد سیلاب در مناطق غربی کشور ضمن معرفی و بیان اهمیت استفاده از تکنیک‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای نایستا جهت برآورد صحیح و نزدیک‌تر به واقعیت ریسک وقوع این پدیده حدی از جمله اهدافی هستند که در پژوهش حاضر دنبال شده‌اند.

۲- مواد و روش‌ها

۱-۱- منطقه مورد مطالعه و داده

پژوهش حاضر از نظر هیدرولوژیکی در محدوده زیرحوضه‌های رتبه سه و دو در غرب زاگرس و از نظر سیاسی شامل استان‌های همدان، لرستان، ایلام، خوزستان، کرمانشاه، کردستان، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، بوشهر، فارس، اصفهان و آذربایجان غربی انجام

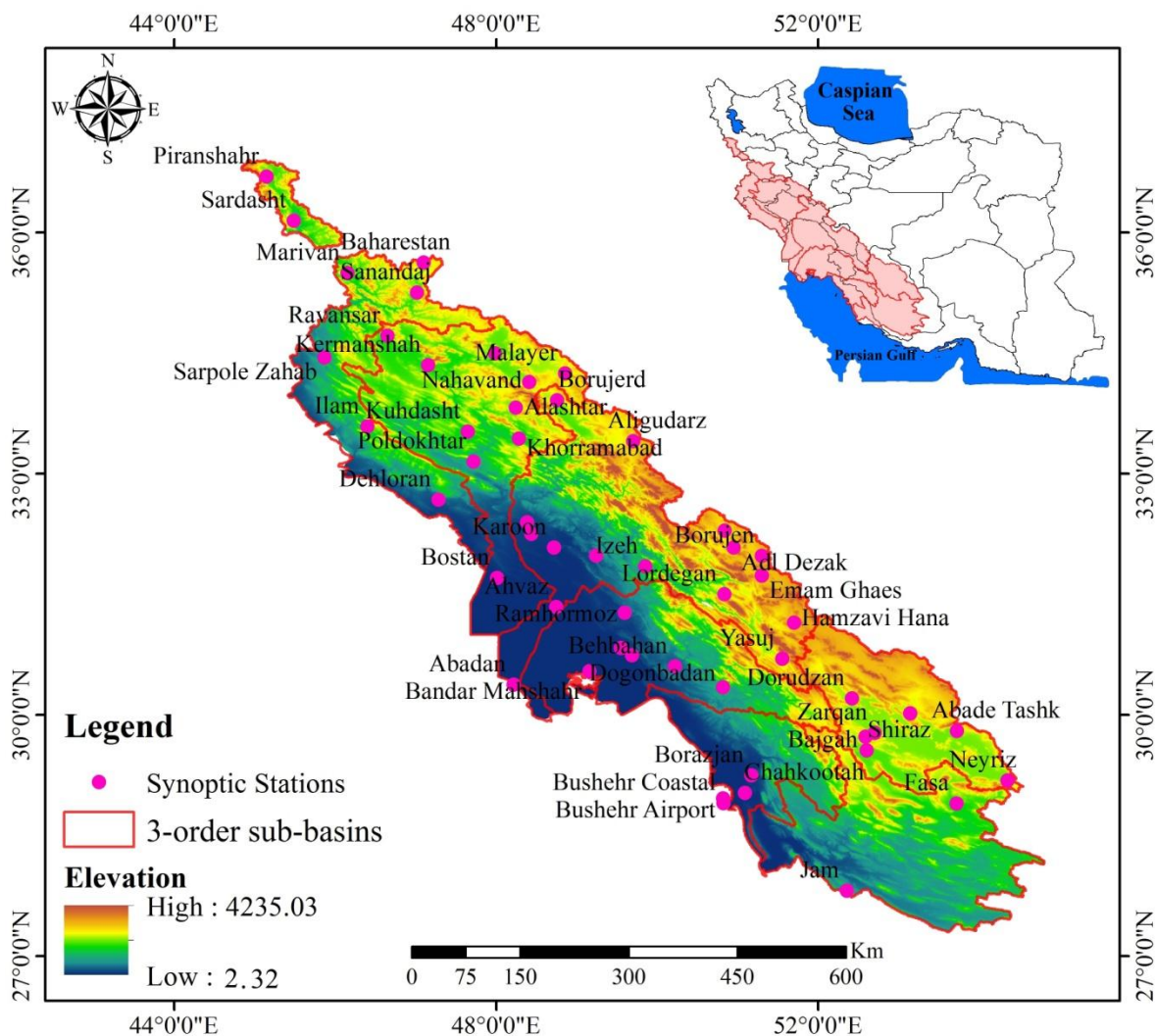


Fig. 1- Locations of investigated synoptic stations and study area
 شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی مورد بررسی و محدوده مورد مطالعه

۲-۲- گشتاورهای خطی

خودهمبستگی^۹ مرتبه اول داده‌ها (AR(1)) و آزمون روند من-کندال (Mann, 1945; Libiseller and Grimvall, 2002) استفاده کرد. ایستگاه‌هایی که پیش شرط‌های مرحله نخست را داشته باشند برای ادامه فرآیند تحلیل فراوانی مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای تعیین مناطق همگن نیز از آزمون‌های ناچوری^{۱۰} و همگنی^{۱۱} Hosking and Wallis (1997) استفاده خواهد شد. در این مرحله نخست کل ایستگاه‌ها به عنوان یک منطقه همگن مورد آزمون قرار می‌گیرند؛ چنانچه از لحاظ آزمون‌های مذکور این منطقه همگن شناخته نشد ایستگاه‌های مورد مطالعه بر اساس انواع خصوصیات فیزیکی و آماری با استفاده از روش‌های مختلف خوشه‌بندی به زیرگروه‌های همگن‌تر و کوچکتر تقسیم‌بندی شده و مجدداً برای هر زیر گروه آزمون‌های ناچوری و همگنی انجام خواهد شد. این فرآیند-انتخاب خصوصیات و گروه‌بندی- تا زمانی که تمامی زیرمناطق همگن شناخته شوند ادامه پیدا خواهد کرد. در نهایت با استفاده از آزمون نکویی برازش Hosking and Wallis (1997) بر اساس گشتاورهای خطی انواع توزیع‌های آماری برای هر زیرمنطقه همگن مورد بررسی قرار گرفته و بهترین تابع توزیع منطقه‌ای بر اساس آماره Z^{Dist} انتخاب خواهد شد.

پس از گروه‌بندی ایستگاه‌های مورد مطالعه، معیار ناچوری (D) که بیانگر فاصله ویژگی‌های آماری (ضرایب گشتاورهای خطی) هر ایستگاه از میانگین گروه می‌باشد برای هر ایستگاه بر اساس ماتریس ضرایب گشتاورهای خطی ایستگاهی $u_{(i)} = [t_1^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)}]^T$ مطابق روابط ۹ تا ۱۱ قابل محاسبه می‌باشد. در روابط زیر \bar{u} ، S و T به ترتیب بیانگر میانگین گشتاورهای خطی گروه، تعداد ایستگاه‌ها، ماتریس کوواریانس نمونه و ترانپوز ماتریس می‌باشند.

$$\bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i \quad (۹)$$

$$S = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T \quad (۱۰)$$

$$D_i = \frac{1}{3} (u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (۱۱)$$

Hosking and Wallis (1993) در ابتدا مقدار بحرانی^{۱۲} $D_{(i)} > 3$ را به عنوان حد بحرانی برای تعیین ناچوری یک ایستگاه در یک منطقه مشخص معرفی کردند. با این وجود Hosking and Wallis (1997) اظهار داشتند که مقدار بحرانی ۳ برای مناطق همگن با تعداد ایستگاه کم مناسب نمی‌باشد. مقدار بحرانی D برای مناطق با کمتر از پانزده ایستگاه به تدریج کاهش می‌یابد. در این پژوهش از مقادیر بحرانی پیشنهادی در جدول ۳-۱ Hosking and Wallis (1997) برای تعیین ناچوری ایستگاه‌های مورد مطالعه در مناطق همگن استفاده شد.

روش‌شناسی تحلیل فراوانی منطقه‌ای بجای تحلیل فراوانی ایستگاهی توسط Hosking and Wallis (1997) بر اساس تئوری گشتاورهای خطی^۳ (Hosking, 1990) ارائه شد. گشتاورهای خطی نیز توابع خطی از گشتاورهای وزنی^۴ احتمال (Greenwood et al., 1979) می‌باشند. Hosking (1990) نشان داد که بین پارامترهای توزیع‌های آماری و ضرایب (نسبت) گشتاورهای خطی ارتباط وجود دارد. ضرایب گشتاورهای خطی مهم عبارتند از ضرایب تغییرات خطی^۵، ضریب چولگی خطی^۶ و ضریب کشیدگی خطی^۷ که به ترتیب با t_4 و t_3 و t_2 نمایش می‌دهند. همچنین، Hosking (1990) اظهار داشت که برای داده‌هایی که دارای داده پرت هستند، برآورد پارامترهای توزیع‌های آماری بر اساس ضرایب گشتاورهای خطی از خطای کمتری نسبت به سایر روش‌ها مانند روش گشتاورهای وزنی احتمال برخوردار هستند. گشتاورهای وزنی احتمال (b_r) برای یک مجموعه داده با اندازه نمونه n با فرم کلی رابطه ۱ قابل محاسبه می‌باشد (Landwehr et al., 1979). که در آن z رتبه مشاهده X_j در ترتیب صعودی و r مرتبه گشتاور وزنی می‌باشند. به همین ترتیب چهار گشتاور خطی مرتبه نخست (t_1, t_2, t_3, t_4) از روی گشتاورهای وزنی مطابق با روابط ۲ تا ۵ قابل محاسبه خواهند بود.

$$b_r = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j, & r=0 \\ \frac{1}{n} \sum_{j=r+1}^n \frac{(j-1)(j-2)\dots(j-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} X_{j:n}, & r \geq 1 \end{cases} \quad (۱)$$

$$t_1 = b_0 \quad (۲)$$

$$t_2 = 2b_1 - b_0 \quad (۳)$$

$$t_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad (۴)$$

$$t_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 + b_0 \quad (۵)$$

در نهایت برای یک مجموعه داده ضرایب (نسبت) گشتاورهای خطی نیز از گشتاورهای خطی مطابق روابط ۶ تا ۸ قابل محاسبه خواهند بود:

$$L-cv=t = \frac{t_2}{t_1}, L-skew=t_3 = \frac{t_3}{t_2}, L-kurt=t_4 = \frac{t_4}{t_2} \quad (۸-۶)$$

۳-۲- تحلیل فراوانی منطقه‌ای

بطور کلی فرآیند تحلیل فراوانی منطقه‌ای شامل پنج مرحله می‌باشد: ۱- بررسی آزمون روند و استقلال داده‌ها، ۲- محاسبه گشتاورهای خطی ایستگاهی و منطقه‌ای، ۳- تعیین مناطق همگن از لحاظ آماری، ۴- آزمون و تعیین بهترین توزیع‌های منطقه‌ای و ۵- برآورد چندک‌های^۸ ایستگاهی با استفاده از توزیع منطقه‌ای. برای آزمون استقلال و روند داده‌ها در مرحله اول به ترتیب می‌توان از معناداری

نمودار نسبت گشتاورهای خطی^{۱۴} نیز به صورت بصری تا حد زیادی به انتخاب توزیع آماری مناسب و ارزیابی همگنی و ناجوری ایستگاهها کمک خواهد کرد (Hosking, 1991). در رابطه ۱۷ مقدار σ_4 بیانگر انحراف از معیار t_4^R می باشد و از مناطق شبیه سازی شده قابل محاسبه می باشد.

$$Z^{\text{Dist}} = \frac{(t_4^{\text{Dist}} - t_4^R)}{\sigma_4} \quad (17)$$

۲-۴- شاخص سیل

یکی از پرکاربردترین روش های تحلیل فراوانی منطقه ای استفاده از تکنیک تحلیل فراوانی منطقه ای بر اساس شاخص سیل^{۱۵} می باشد. واژه "شاخص سیل" یک عبارت بوده و تنها مختص پدیده سیل نمی باشد. در این روش داده های هر ایستگاه پس از تأیید پیش شرط های مرحله اول تحلیل فراوانی، توسط یک شاخص (شاخص سیل) مقیاس (بدون بعد^{۱۶}) شده و سپس داده های مقیاس شده برای ادامه فرآیند تحلیل فراوانی منطقه ای بکار گرفته می شوند. در نهایت پارامترهای تابع توزیع منطقه ای بر اساس گشتاورهای خطی منطقه ای داده های مقیاس شده محاسبه خواهند شد. چندک های بی بعد این توزیع منطقه ای اصطلاحاً منحنی رشد^{۱۷} منطقه ای نامیده می شوند (Hosking and Wallis, 1997). شاخص سیل می تواند یک ویژگی از داده ها مانند میانگین یا میانه داده ها باشد. در پژوهش حاضر میانگین سری های سالانه حداکثر بارش ۲۴-ساعته به عنوان شاخص سیل در نظر گرفته شد. داده های مقیاس شده از تقسیم مشاهدات بر شاخص سیل حاصل می شوند (رابطه ۱۸). در نهایت چندک های پدیده مورد نظر در هر ایستگاه مطابق رابطه ۱۹ از طریق ضرب شاخص سیل هر ایستگاه در منحنی رشد منطقه ای قابل محاسبه خواهد بود.

$$y_s^{(k)} = \frac{y^{(i)}}{I_X^{(k)}} \quad (18)$$

$$Q^{(k)}(F) = I_X^{(k)} q(F) \quad (19)$$

در روابط بالا $y_s^{(k)}$ مجموعه داده های مقیاس شده در ایستگاه k ام، $y^{(i)}$ مشاهده i ام در ایستگاه k ام، $I_X^{(k)}$ شاخص سیل در ایستگاه k ام، $Q^{(k)}(F)$ چندک های متغیر مورد نظر در ایستگاه k ام، $q(F)$ مقدار چندک بی بعد بدست آمده از منحنی رشد منطقه ای و F احتمال عدم تجاوز متناظر با یک دوره بازگشت معین می باشند (Hosking and Wallis, 1997). شایان ذکر است که در تحقیق حاضر کلیه محاسبات مربوط به تحلیل فراوانی منطقه ای در حالت ایستا با استفاده از بسته "ImomRFA" در محیط نرم افزار R انجام شده است (Hosking, 2019).

جهت آزمون همگنی یک مجموعه از ایستگاهها از آزمون های همگنی هاسکینگ و والیس و آماره های H_1, H_2, H_3 استفاده می شود. در حالت اول (H_1) ضریب تغییرات خطی، در حالت دوم (H_2) ضریب تغییرات خطی و ضریب چولگی خطی و در حالت سوم (H_3) ضرایب چولگی و کشیدگی خطی بر اساس شبیه سازی منطقه همگن، مورد آزمون قرار خواهند گرفت (روابط ۱۲ تا ۱۶). در روابط زیر t_3^R, t_4^R و t_4^R به ترتیب ضرایب تغییرات خطی، چولگی خطی و کشیدگی خطی منطقه ای و μ_v و σ_v نیز به ترتیب میانگین و انحراف از معیار برای $V_{(j)}$ ها از مناطق شبیه سازی شده می باشد.

$$V_1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{0.5}$$

$$V_2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \{ (t^{(i)} - t^R)^2 + (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 \}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad (14-12)$$

$$V_3 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \{ (t_3^{(i)} - t_3^R)^2 + (t_4^{(i)} - t_4^R)^2 \}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

$$t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i} \quad H_{(j)} = \frac{V_{(j)} - \mu_{V_{(j)}}}{\sigma_{V_{(j)}}} \quad (16-15)$$

باتوجه به مقادیر H چنانچه مقدار این آماره از ۱ کمتر باشد، منطقه کاملاً همگن، بین ۱ تا ۲ منطقه نسبتاً همگن و بیش از ۲ منطقه کاملاً ناهمگن^{۱۳} شناخته می شود. (Hosking and Wallis, 1997) اظهار داشتند که آماره H_1 نسبت به دو آماره دیگر ارجحیت دارد و چنانچه مقدار این آماره به تنهایی کمتر از ۱ بود می توان منطقه را همگن در نظر گرفت.

برای انتخاب مناسب ترین تابع توزیع منطقه ای نیز از آزمون نکویی برازش هاسکینگ و والیس و آماره Z^{Dist} استفاده خواهد شد. این آماره بر اساس ضریب کشیدگی خطی توزیع های آماری (T_4) و منطقه همگن (t_4) قابل محاسبه می باشد (رابطه ۱۷). مقدار بحرانی برای آماره Z^{Dist} برابر $1/64$ می باشد و چنانچه مقدار قدر مطلق این آماره از حد بحرانی کمتر و نزدیک به صفر باشد توزیع آماری مناسب و قابل برازش به ایستگاه های منطقه همگن می باشد. علاوه بر آزمون نکویی برازش،

سیل نایستا در هر واحد زمانی ($t: 0, \dots, n$) ضرب خواهند شد (رابطه ۲۲). در روابط زیر $I_{X(t)}^{(k)}$ و $Q_{(t)}^{(k)}(F)$ به ترتیب شاخص سیل و چنک ایستگاهی متغیر مورد مطالعه در ایستگاه k ام و زمان t ام می‌باشند.

$$y_s^{(k)} = \frac{y_{(t)}^{(k)}}{I_{X(t)}^{(k)}} \quad (21)$$

$$Q_{(t)}^{(k)}(F) = I_{X(t)}^{(k)} q(F) \quad (22)$$

برای مدل کردن یک شاخص سیل نایستا می‌توان از انواع مدل‌های رگرسیونی خطی ساده، درجه دو، چند جمله‌ای و حتی مدل‌های غیر خطی استفاده کرد. در پژوهش حاضر به دلیل وجود روند خطی ساده داده‌ها تنها از مدل رگرسیونی خطی ساده (رابطه ۲۰) برای توجیه نایستایی شاخص سیل استفاده شد. بطور خلاصه تحلیل فراوانی منطقه‌ای سنتی حالت خاصی از تحلیل فراوانی منطقه‌ای نایستا می‌باشد؛ چرا که چنانچه سری مورد نظر داده‌ها در یک ایستگاه ایستا باشد مقدار β_1 در رابطه ۲۰ برابر صفر در نظر گرفته می‌شود و شاخص سیل در طول زمان ثابت باقی خواهد ماند (مستقل از زمان)، بنابراین در این حالت رابطه ۲۲ با رابطه ۱۹ برابر خواهند شد.

۲-۶- ارزیابی دقت تحلیل فراوانی منطقه‌ای

در این پژوهش پس از مشخص شدن همگنی و تعیین منحنی‌های رشد هر زیرناحیه، به منظور ارزیابی کارایی و دقت تحلیل فراوانی منطقه‌ای، آماره جذر میانگین مجموع مربعات خطا (RMSE) بین چندک‌های ایستگاهی و چندک‌های حاصل از شبیه‌سازی - با بیش از ۱۰۰۰ از شبیه‌سازی برای ایستگاه‌های هر زیرناحیه همگن - برای دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله مطابق رابطه ۲۳ در هر ایستگاه محاسبه گردید. شبیه‌سازی‌ها مطابق با الگوریتم پیشنهادی Hosking and Wallis (1997) بر اساس بهترین تابع توزیع برازش یافته منطقه‌ای به داده‌های هر ایستگاه صورت گرفت. در رابطه زیر $Q_i(F)$ و $\hat{Q}_i^{[m]}(F)$ به ترتیب چندک‌های متناظر با احتمال عدم تجاوز F در ایستگاه شماره i در m مین منطقه شبیه‌سازی شده و در منطقه مشاهداتی می‌باشند. N_{sim} نیز تعداد مناطق شبیه‌سازی شده می‌باشد.

$$RMSE_{(F)} = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{N_{sim}} (\hat{Q}_i^{[m]}(F) - Q_i(F))^2}{N_{sim}}} \quad (23)$$

در این پژوهش پیش شرط‌های مرحله اول تحلیل فراوانی منطقه‌ای با استفاده از معناداری خودهمبستگی مرتبه اول داده‌ها و آزمون روند من-کندال مورد ارزیابی قرار گرفت (Mann, 1945; Libiseller and Grimvall, 2002). شایان ذکر است که در مواردی که خودهمبستگی مرتبه اول معنادار شناخته شد آزمون من-کندال بر روی داده‌های پیش سفید^{۱۸} شده انجام شد (Kulkarni and von Storch, 1995). همچنین، برای تفکیک زیرمناطق همگن از تکنیک خوشه‌بندی سلسله مراتبی^{۱۹} و الگوریتم پیوند کامل^{۲۰} برای ادغام خوشه‌ها استفاده شد (Johnson, 1967; Dawyndt et al., 2005). داده‌های مورد استفاده برای فرآیند خوشه‌بندی در این پژوهش شامل مقادیر استاندارد شده میانگین و ضرایب گشتاورهای خطی داده‌های حداکثر بارش ۲۴-ساعته و ارتفاع ایستگاه‌ها می‌باشند.

۲-۵- تحلیل فراوانی منطقه‌ای و شاخص سیل نایستا

همانطور که پیش‌تر بدان اشاره شد، علیرغم جامع بودن فرآیند تحلیل فراوانی منطقه‌ای یکی از چالش‌های اصلی برای استفاده از این تکنیک عدم ایستایی داده‌ها و نقض پیش شرط‌های مرحله اول می‌باشد. در این پژوهش برای غلبه بر این مشکل و عدم حذف ایستگاه‌های دارای روند از فرآیند تحلیل فراوانی منطقه‌ای، از الگوریتم نام^{۲۱} استفاده شد (Nam et al., 2015). این الگوریتم مشکل نایستایی داده‌ها را برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای با تعریف یک شاخص سیل نایستا توجیه می‌کند. از این حیث شاخص سیل در ایستگاه دارای نایستایی بجای یک عدد ثابت به صورت یک تابع ریاضی که قابلیت توجیه نایستایی داده‌ها را دارا می‌باشد، تعریف می‌شود. در این پژوهش تابع روند (رابطه ۲۰) برای توجیه و مدل‌سازی نایستایی شاخص سیل در ایستگاه‌های دارای روند استفاده شد.

$$I_{X(t)}^{(k)} = \beta_0 + \beta_1(t) \quad (20)$$

در رابطه بالا $I_{X(t)}^{(k)}$ مقدار شاخص سیل نایستا با زمان در ایستگاه k ام و در زمان t ، β_0 و β_1 نیز ضرایب مدل هستند. زمان t عبارت است از شماره سال پس از اولین سال ثبت داده در ایستگاه مورد نظر؛ برای مثال چنانچه ثبت داده در ایستگاهی از سال ۱۹۵۱ آغاز شده باشد مقدار t در سال ۱۹۵۵ برابر ۴ می‌باشد. پس از اینکه نایستایی شاخص سیل برای ایستگاهی که دارای روند است مدل شد، هر مشاهده با تقسیم بر مقدار شاخص سیل همزمان با خودش مقیاس خواهد شد (رابطه ۲۱). به همین ترتیب داده‌های مقیاس شده برای سایر مراحل تحلیل فراوانی بکار گرفته خواهند شد. در نهایت برای محاسبه هر یک از چندک‌های نایستای ایستگاهی در ایستگاه‌های دارای روند، چندک‌های بدون بعد منحنی رشد منطقه‌ای مجدداً در مقادیر شاخص

۳- نتایج

۳-۱- تحلیل روند

باتوجه به روش‌شناسی ارائه شده در بخش قبل در مرحله اول خودهمبستگی و روند سری‌های سالانه حداکثر بارش روزانه برای تمام ایستگاه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تنها ایستگاه‌های آباده طشک، برازجان، فرودگاه بوشهر، بوشهر ساحلی، مسجد سلیمان، سندرچ و شیراز دارای خودهمبستگی مرتبه اول معنی‌دار هستند. از این حیث آزمون روند من-کندال برای این ایستگاه‌ها بر روی سری‌های پیش سفید شده انجام شد. نتایج آزمون روند نشان داد تنها سری‌های حداکثر بارش روزانه در ایستگاه‌های پل دختر و خرم آباد با یک روند افزایشی خطی و در ایستگاه‌های رامهرمز و ایذه با یک روند کاهشی و خطی به صورت معنی‌دار ($p\text{-value} < 0.05$) در حال تغییر می‌باشند. با مشخص شدن ایستگاه‌های دارای نایستایی، مدل‌های روند برای شاخص‌های سیل آنها تعیین (جدول ۱) و داده‌های آنها بر اساس شاخص‌های سیل متغیر با زمان مقیاس شد. مدل روند و معناداری ضرایب برای شاخص‌های سیل هر یک از چهار ایستگاه دارای نایستایی در جدول ۱ و شکل ۳ ارائه گردیده است. نتایج مدل‌های روند نشان داد که در ایستگاه‌های خرم‌آباد و پل دختر حداکثر بارش روزانه به ازای هر سال به ترتیب ۰/۱۸ و ۲/۴۶ میلیمتر در حال افزایش می‌باشد؛ در حالی که در ایستگاه‌های رامهرمز و ایذه این کمیت به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۳ میلیمتر کاهش در هر سال را نشان می‌دهد. همچنین، نتایج نشان داد که پس از مقیاس شدن داده‌ها، تمامی ایستگاه‌ها دارای پیش شرط‌های مرحله اول تحلیل فراوانی بودند.

۳-۲- تحلیل منطقه‌ای

در جدول ۱ طول و عرض جغرافیایی، ارتفاع، مقدار شاخص سیل، خطای استاندارد شاخص سیل، تعداد سال‌های دارای آماری و ضرایب گشتاورهای خطی هر ایستگاه نمایش داده شده‌اند. با استفاده از اطلاعات جدول ۱ آزمون‌های همگنی برای کل ایستگاه‌ها انجام شد. نتایج نشان داد که مجموعه کل ایستگاه‌های مورد مطالعه به عنوان یک گروه کلی، یک منطقه کاملاً ناهمگن را تشکیل می‌دهند. بنابراین ایستگاه‌های مورد مطالعه بر اساس مقادیر استاندارد شده ضرایب گشتاورهای خطی (t_1 تا t_5) و متغیر ارتفاع به سه زیرناحیه همگن تفکیک شدند. علاوه بر سه زیرناحیه همگن، ایستگاه ایلام نیز بر اساس خصوصیات مورد استفاده به صورت منفرد در یک گروه مجزا قرار گرفت.

نتایج آزمون ناجوری نشان داد که به جز ایستگاه علی‌گودرز که به عنوان یک ایستگاه ناجور در زیرناحیه سوم- و همچنین در سایر زیرناحیه‌ها شناخته شد، هیچ ایستگاه ناجور دیگری در زیرناحیه تعیین شده وجود ندارد. لذا ایستگاه علی‌گودرز نیز مشابه ایستگاه ایلام به صورت منفرد مورد بررسی قرار گرفت. آزمون‌های همگنی نیز نشان داد که هر سه زیرناحیه تعیین شده کاملاً به لحاظ آماری همگن ($H < 1$) هستند. در جدول ۲ نتایج آزمون‌های ناجوری، همگنی و نکویی برازش برای مناسب‌ترین توزیع منطقه‌ای زیرناحیه همگن تعیین شده ارائه گردیده است.

همچنین، شکل ۲ موقعیت مکانی ایستگاه‌ها را به تفکیک هر یک از زیرناحیه همگن تعیین شده و نمودار نسبت گشتاورهای خطی ایستگاهی و منطقه‌ای هر زیرناحیه را نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است نسبت گشتاورهای خطی در دو ایستگاه ایلام و علی‌گودرز نسبت به سایر مناطق کاملاً متفاوت است، لذا تحلیل فراوانی حداکثر بارش روزانه در این دو ایستگاه به صورت ایستگاهی انجام گرفت. باتوجه به موقعیت نسبت گشتاورهای خطی منطقه‌ای در شکل ۲ و آماره Z^{Dist} در جدول ۲، در ناحیه اول توزیع GNO^{23} ، در ناحیه دوم توزیع GLO^{23} و در ناحیه سوم توزیع $WEI3^{24}$ به عنوان مناسب‌ترین توزیع‌ها برای برازش به داده‌های ایستگاه‌های هر یک از زیرناحیه‌ها تعیین شدند. برای هر دو ایستگاه منفرد ایلام و علی‌گودرز نیز توزیع GLO مناسب شناخته شد. شایان ذکر است پارامترهای توزیع‌های احتمال در جدول ۲ چه برای زیرناحیه همگن و چه برای ایستگاه‌های منفرد، متعلق به منحنی رشد بوده و برای داده‌های مقیاس شده ارائه گردیده است، لذا چندک‌های بی‌بعد حاصل از آنها باید در شاخص سیل هر ایستگاه ضرب شوند. در شکل ۳ نمودار منحنی رشد هر زیرناحیه همگن و نمودار جعبه‌ای خطا ($RMSE$) چندک‌های ایستگاهی متناظر با دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله برای ایستگاه‌های هر یک از زیرناحیه‌ها- بجز چهار ایستگاه دارای نایستایی- محاسبه و نمایش داده شده است.

با مقایسه منحنی‌های رشد منطقه‌ای (شکل ۳-ا) مشخص شد زیرمناطق اول و دوم برای دوره بازگشت‌های کمتر از ۲۰ سال تقریباً رفتار مشابهی دارند و حداکثر مقدار چندک بی‌بعد متناظر با این دوره بازگشت در این دو زیرناحیه حدود ۱/۸ (خطوط خطچین، شکل ۳-ا) می‌باشد. برای دوره بازگشت‌های بیش از ۲۰ سال چندک‌های بی‌بعد در زیرمنطقه دوم بطور نمایی و با نرخ بیشتری نسبت به زیرمنطقه اول افزایش پیدا می‌کنند.

Table 1- Some statistical and physical properties for investigated stations

جدول ۱- برخی از ویژگی‌های آماری و فیزیکی ایستگاه‌های مورد بررسی

Station	Lon	Lat	Elevation (m)	Records	Flood Index (I _f)	S.E	t	t ₃	t ₄	t ₅
Abadan	48.21	30.38	6.6	68	30.74	1.56	0.22	0.21	0.21	0.09
Abade Tashk	53.72	29.80	1601.0	22	37.80	4.05	0.26	0.33	0.29	0.13
Adl Dezak	50.95	32.08	2054.0	46	52.28	3.50	0.25	0.16	0.17	0.11
Ahvaz	48.74	31.34	22.5	62	37.98	2.16	0.24	0.19	0.17	0.09
Alashtar	48.25	33.82	1567.1	22	45.48	2.86	0.17	0.08	0.08	0.07
Aliabade Kamin	53.15	30.02	1892.0	44	48.41	3.07	0.23	0.24	0.20	0.05
Aligudarz	49.70	33.41	2022.1	33	40.73	1.94	0.15	-0.05	0.18	0.00
Baharestan	47.10	35.63	2070.0	23	30.98	1.90	0.17	0.11	0.14	0.06
Bajgah	52.59	29.73	1791.0	20	49.70	3.52	0.17	0.15	0.27	0.18
Bandar Mahshahr	49.16	30.55	6.2	32	39.02	3.51	0.28	0.17	0.16	0.07
Behbahan	50.22	30.61	313.0	26	55.46	4.64	0.24	0.20	0.11	-0.03
Borazjan	51.17	29.25	89.9	36	53.76	5.35	0.30	0.33	0.27	0.14
Borujen	51.30	31.98	2260.0	31	37.66	2.59	0.21	0.30	0.16	0.04
Borujerd	48.76	33.92	1629.0	30	48.43	2.64	0.17	0.05	0.05	-0.05
Bostan	48.01	31.71	7.8	33	41.24	3.95	0.29	0.16	0.19	0.17
Bushehr Airport	50.82	28.96	6.0	68	56.38	3.79	0.29	0.25	0.22	0.08
Bushehr Coastal	50.82	28.90	5.0	33	58.79	5.44	0.28	0.21	0.17	0.04
Chahkootah	51.09	29.03	30.0	33	47.35	4.05	0.25	0.12	0.17	0.15
Dehloran	47.28	32.68	232.0	29	44.58	3.76	0.24	0.25	0.22	0.05
Dezful Airport	48.38	32.40	143.0	51	59.52	3.00	0.20	0.10	0.09	0.06
Dogonbadan	50.82	30.35	726.0	34	61.99	5.14	0.26	0.24	0.19	0.00
Dorudzan	52.42	30.21	1642.0	31	56.25	3.29	0.19	0.10	0.01	-0.01
Emam Ghaes	51.30	31.73	2285.0	60	51.38	2.63	0.21	0.17	0.17	0.06
Fasa	53.72	28.90	1268.0	53	49.83	3.58	0.27	0.25	0.21	0.07
Hamzavi Hana	51.70	31.15	2274.0	21	40.57	4.30	0.26	0.24	0.26	0.04
Ilam	46.40	33.59	1337.0	33	65.98	7.99	0.27	0.53	0.45	0.34
Izeh	49.85	31.85	767.0	26	-0.83*(year ^a -1993) + 78.044***	-	0.15	0.28	0.09	0.00
Jam	52.36	27.82	659.0	27	75.43	7.34	0.28	0.25	0.18	0.05
Kangavar	47.98	34.50	1468.0	32	37.96	2.14	0.18	0.13	0.11	0.02
Karoon	48.72	32.08	59.0	33	48.88	3.71	0.23	0.23	0.26	0.08
Kermanshah	47.15	34.35	1318.5	68	39.91	1.69	0.17	0.21	0.24	0.17
Khorramabad	48.28	33.44	1147.8	68	0.18**(year-1951) + 39.624***	-	0.16	0.17	0.11	0.01
Kuhdasht	47.65	33.52	1197.8	22	45.36	2.87	0.17	0.16	0.17	-0.02
Lordegan	50.83	31.50	1611.0	24	58.83	3.34	0.16	0.14	0.05	0.04
Malayer	48.86	34.25	1776.5	27	38.22	2.57	0.19	0.20	0.16	0.08
Marivan	46.15	35.50	1287.0	27	74.05	4.47	0.17	0.23	0.15	0.05
Masjedsoleyman	49.24	31.98	320.5	34	62.33	4.32	0.20	0.24	0.36	0.18
Nahavand	48.41	34.14	1677.8	26	43.68	3.77	0.21	0.36	0.29	0.19
Neyriz	54.35	29.19	1632.0	53	37.35	3.01	0.28	0.24	0.23	0.19
Omidiyeh Aghajari	49.69	30.74	27.0	35	46.58	3.71	0.25	0.28	0.16	0.09
Omidiyeh Air-base	49.55	30.83	34.9	31	45.36	3.60	0.24	0.23	0.10	-0.05
Piranshahr	45.15	36.70	1443.5	33	53.25	2.80	0.17	0.17	0.18	-0.01
Poldokhtar	47.72	33.15	713.5	21	2.46**(year-1998) + 28.5**	-	0.20	0.11	0.11	-0.03
Ramhormoz	49.60	31.27	150.5	32	-0.92*(year-1987) + 65.26***	-	0.25	0.26	0.18	0.03
Ravansar	46.65	34.72	1380.0	31	51.28	3.10	0.19	0.17	0.03	0.01
Safiabad Dezful	48.43	32.25	82.9	32	50.39	3.28	0.21	0.04	0.05	-0.01
Sanandaj	47.01	35.25	1373.4	60	38.27	1.50	0.17	0.12	0.17	0.03
Sardast	45.49	36.15	1556.8	33	71.52	5.15	0.21	0.26	0.24	0.15
Sarpole Zahab	45.87	34.45	545.0	33	50.65	3.95	0.22	0.34	0.27	0.17
Shahrekord	50.84	32.29	2050.0	64	38.47	1.85	0.21	0.14	0.12	0.05
Shiraz	52.60	29.56	1488.0	68	47.70	2.61	0.24	0.27	0.19	0.12
Yasuj	51.56	30.70	1816.3	32	82.41	3.71	0.14	0.13	0.13	0.04
Zarqan	52.70	29.78	1596.0	30	42.65	2.79	0.21	0.01	0.05	0.01

^a year from first year to the last year of records at each station, e.g., 1951, 1952, etc.

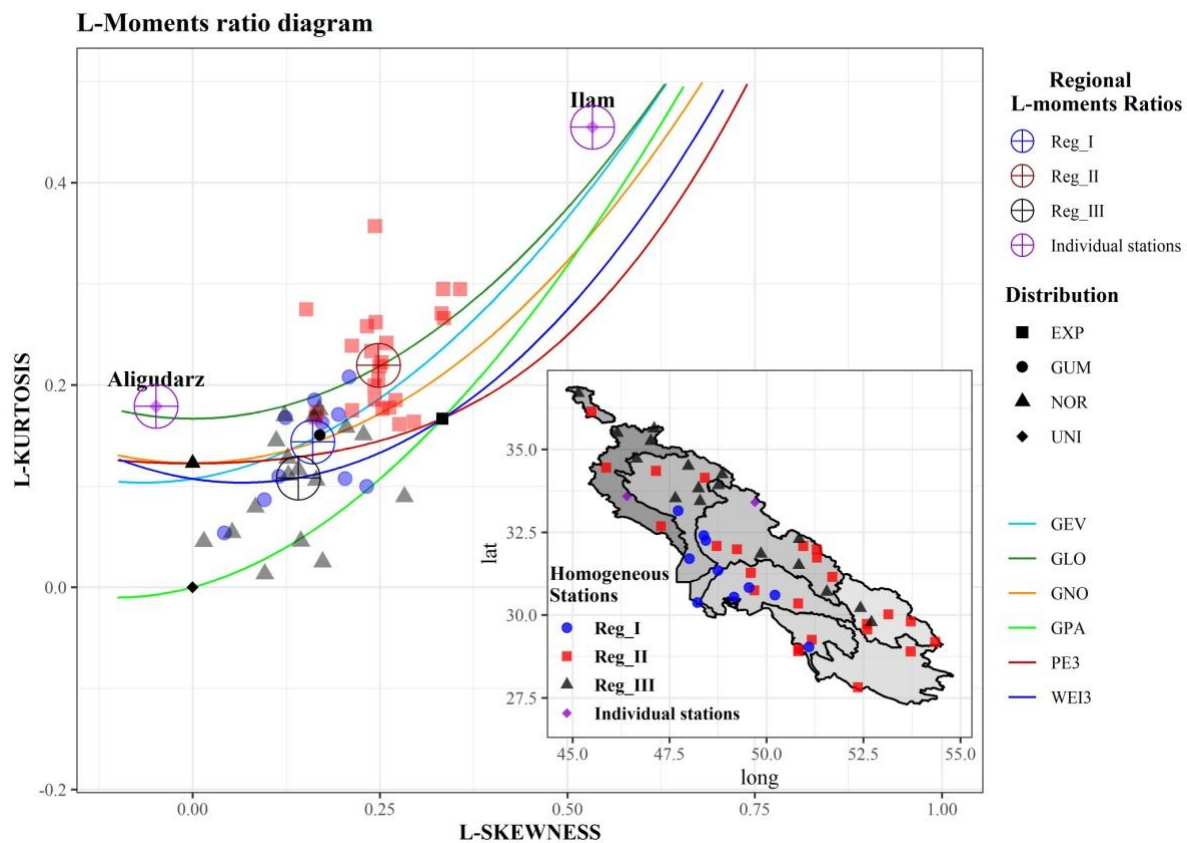


Fig. 2- The locations of investigated stations and the L-MR. diagram for each homogeneous sub-region
 شکل ۲- موقعیت مکانی ایستگاه‌های مورد بررسی و نمودار نسبت گشتاورهای خطی برای ایستگاه‌های هر زیرناحیه همگن

منطقه‌ای نسبت به مقادیر برآورد شده از شبیه‌سازی مناطق همگن و ایستگاه‌های آنها، در هر سه زیرناحیه کمتر از ۱۰ میلیمتر در روز می‌باشد. در مورد دوره بازگشت‌های زیاد مانند ۵۰ و ۱۰۰ سال میزان خطا در زیرناحیه سوم همچنان کمتر از ۱۰ میلیمتر در روز می‌باشد. در زیرناحیه دوم به علت تعداد زیاد و تنوع ایستگاه‌ها، با افزایش دوره بازگشت‌ها میزان خطای تحلیل فراوانی منطقه‌ای بیش از دو زیرناحیه دیگر افزایش می‌یابد. با این وجود میانگین خطای حداکثر بارش‌های برآورد گردیده برای دوره بازگشت ۱۰۰ سال در ایستگاه‌های این زیرناحیه نیز تنها حدود ۲۰ میلیمتر در روز می‌باشد (شکل ۳-ب).

برای تحلیل فراوانی داده‌های چهار ایستگاه دارای ناپیوستگی، منحنی‌های رشد منطقه‌ای برای هر ایستگاه در مقادیر شاخص سیل ایستگاه‌ها در هر واحد زمانی (هر سال) ضرب شد و برای هر یک از سال‌های آماری آنها نمودار چندک-دوره بازگشت ترسیم شد (خطوط رنگی شکل ۴). همچنین، در شکل ۴ نمودار سری زمانی و مدل روند هر یک از ایستگاه‌های دارای ناپیوستگی ارائه شده است.

لذا ریسک وقوع حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته یکسان با دوره بازگشت بیش از ۲۰ سال در این زیرناحیه بیش از دو زیرناحیه دیگر می‌باشد. در ارتباط با منحنی رشد زیرناحیه سوم مشخص شد که ایستگاه‌های این زیرناحیه داری ریسک کمتری (دوره بازگشت زیادتر) برای حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته یکسان نسبت به دو زیرناحیه دیگر هستند. بطوریکه برای نمونه دوره بازگشت متناظر با مقدار چندک بی‌بعد ۱/۸ در این زیرناحیه حدود ۶۰ سال است. بنابراین می‌توان اظهار داشت که ریسک وقوع بارش‌های روزانه شدید و نادر برای ایستگاه‌های زیرناحیه دوم بیش از دو زیرناحیه دیگر و برای زیرناحیه اول بیش از زیرناحیه سوم است.

همچنین، بررسی دقت و عملکرد تحلیل فراوانی منطقه‌ای در هر کدام از زیرناحیه‌ها مشخص کرد که تحلیل فراوانی منطقه‌ای در هر سه زیرناحیه عملکرد مناسبی داشته است (شکل ۳-ب)، به طوری که برای دوره بازگشت‌های کمتر از ۲۰ سال میزان خطا (RMSE) برای حداکثر بارش‌های روزانه برآورد شده در ایستگاه‌ها توسط تحلیل فراوانی

Table 2- The results of discordancy, homogeneity and goodness-of-fit tests and the regional growth curves

جدول ۲- نتایج آزمون‌های ناجوری، همگنی و نکویی برازش و منحنی‌های رشد منطقه‌ای

Regions	Stations	D	Critical D	H ₁	H ₂	H ₃	Regional Distributions (Growth Curves)	Z ^{Dist}					
Region_I	Abadan	1.89											
	Ahvaz	0.33											
	Bandare Mahshahr	0.76											
	Behbahan	0.75											
	Bostan	1.28	2.491	0.43	-0.47	-0.8	GNO (μ : 0.932, σ : 0.400, κ : -0.330)	0.06					
	Chahkootah	0.59											
	Dezful Airport	0.63											
	Omidiyeh Air-base	1.66											
	Poldokhtar	0.57											
	Safiabad Dezful	1.55											
Abade Tashk	1.21												
Adl Dezak	1.17												
Aliabade Kamin	0.21												
Bajgah	2.68												
Borazjan	1.83												
Borujen	2.21												
Bushehr Airport	0.73												
Bushehr Coastal	0.91												
Dehloran	0.01												
Dogonbadan	0.28												
Emam Ghaes	1.21												
Fasa	0.28	3	0.05	-2.82	-3.48	GLO (μ : 0.905, σ : 0.217, κ : -0.248)	0.71						
Hamzavi Hana	0.61												
Jam	0.51												
Karoon	0.28												
Kermanshah	1.26												
Masjedsoleyman	2.63												
Nahavand	2.08												
Neyriz	0.87												
Omidiyeh Aghajari	0.83												
Ramhormoz	0.37												
Sardasht	0.28												
Sarpole Zahab	1.12												
Shiraz	0.45												
Region_II I	Alashtar	0.43											
	Baharestan	0.50											
	Borujerd	0.95											
	Dorudzan	1.07											
	Izeh	2.59											
	Kangavar	0.08											
	Khorramabad	0.17											
	Kuhdasht	0.52											
	Lordegan	0.89	3	0.23	-1.21	-1.36	WEI3 (μ : 0.447, σ : 0.622, κ : 1.800)	0.02					
	Malayer	1.36											
	Marivan	0.80											
	Piranshahr	0.63											
	Ravansar	1.51											
	Sanandaj	0.79											
	Shahrekord	1.62											
Yasuj	1.24												
Zarqan	1.85												
Individual Stations	Aligudarz	-							-	-	-	GLO (μ : 1.012, σ : 0.154, κ : 0.049)	
	Ilam	-							-	-	-	GLO (μ : 0.793, σ : 0.161, κ : -0.533)	

μ : Location parameter, σ : Scale parameter and κ : Shape parameter

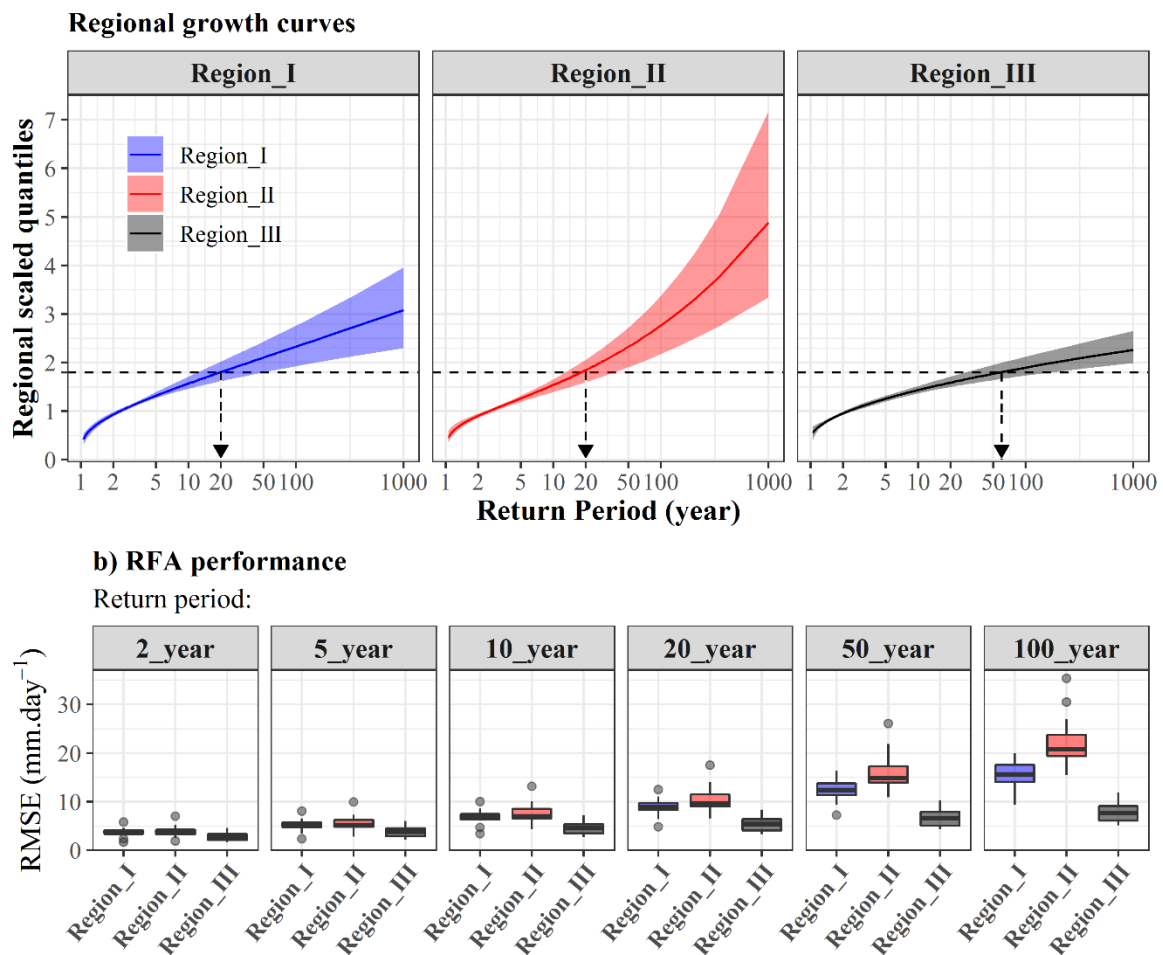


Fig. 3- Regional growth curves (a) and the box-plots of RMSE for site-quantiles corresponding some important return periods (b)

شکل ۳- منحنی‌های رشد منطقه‌ای (a) و نمودارهای جعبه‌ای آماره RMSE برای چندک‌های ایستگاهی متناظر با برخی از دوره بازگشت‌های مهم (b)

و ایده بخاطر روند کاهشی داده‌ها، منحنی‌های چندک-دوره بازگشت نایستا هر سال به سمت سطوح پایین‌تر حرکت می‌کنند (شکل ۴- c و d). لذا به صورت مشابه و برعکس در ایستگاه‌های رامهرمز و ایذه وجود روند کاهشی منجر به افزایش دوره بازگشت چندک‌های یکسان حداکثر بارش روزانه و یا به عبارت دیگر کاهش مقادیر حداکثر بارش روزانه به ازای دوره بازگشت‌های یکسان خواهد شد.

باتوجه به شکل ۴- a و b منحنی چندک-دوره بازگشت نایستا در ایستگاه‌های خرم‌آباد و پل‌دختر در آخرین سال آماری (۲۰۱۸) نسبت به نمودار چندک-دوره بازگشت ایستا (خط-نقطه‌چین سیاه رنگ) بالاتر قرار دارد. این امر نشان می‌دهد که نادیده گرفتن نایستایی افزایشی داده‌ها در این ایستگاه‌ها منجر به کم‌برآورد شدن چندک‌ها در این ایستگاه‌ها می‌شود.

خطوط رنگی در شکل ۴ بیانگر نمودارهای چندک-دوره بازگشت ایستگاهی برآورد شده با در نظر گرفتن نایستایی داده‌ها (الگوریتم نام) برای هر سال و در هر ایستگاه می‌باشند. همچنین، خطوط خط-نقطه‌چین سیاه رنگ در هر شکل بیانگر نمودار چندک-دوره بازگشت داده‌های اصلی (مقیاس نشده) هر ایستگاه بدون در نظر گرفتن نایستایی آنها می‌باشد. نتایج نشان داد که در ایستگاه‌های خرم‌آباد و پل‌دختر بخاطر روند افزایشی داده‌ها منحنی‌های چندک-دوره بازگشت نایستا هر سال به سمت سطوح بالاتر حرکت می‌کنند (شکل ۴- a و b). این امر به این معنی است که در این دو ایستگاه به ازای ریسک (دوره بازگشت) یکسان مقادیر حداکثر بارش روزانه مورد انتظار سال به سال افزایش می‌یابد و یا به عبارت دیگر دوره بازگشت وقوع یک بارش ۲۴-ساعته معین سال به سال در حال کاهش است که به معنی افزایش ریسک وقوع آن می‌باشد. در حالی که در ایستگاه‌های رامهرمز

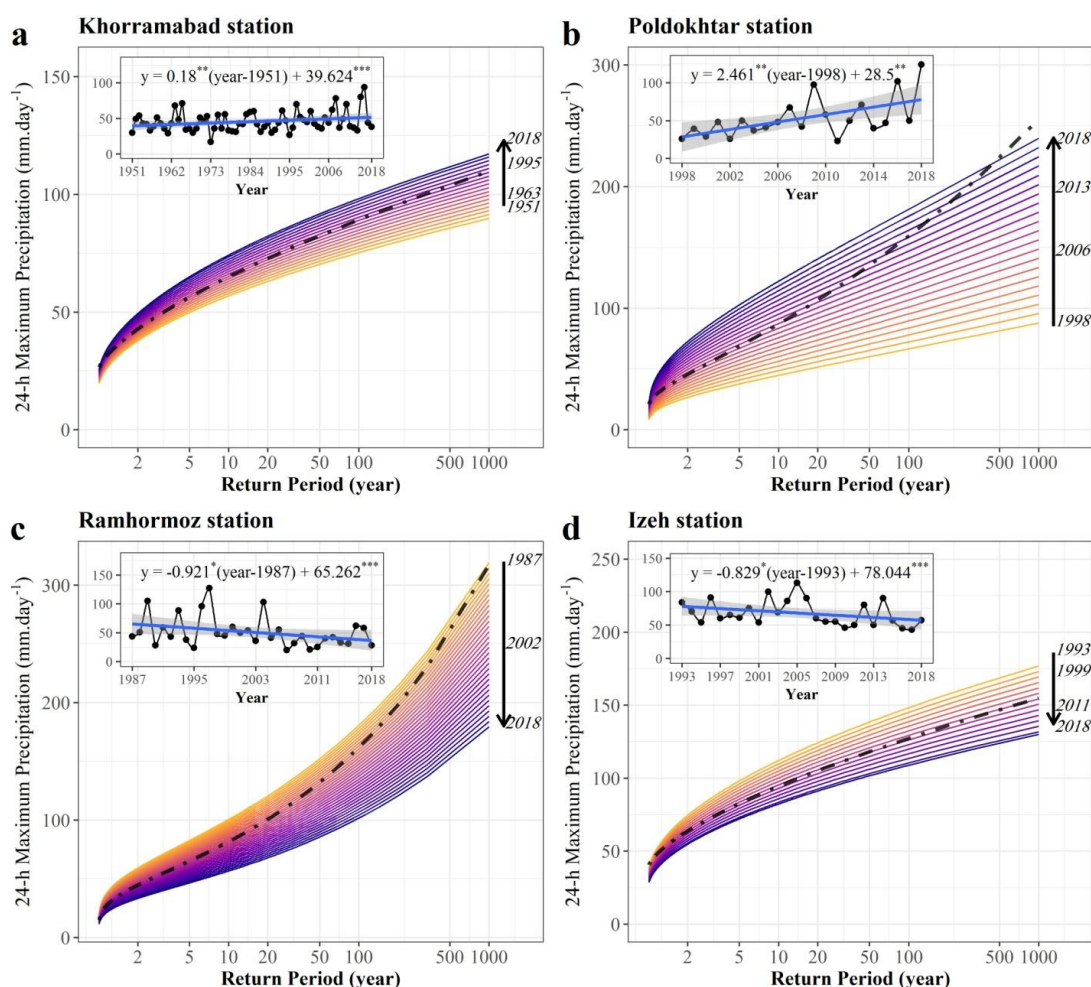


Fig. 4- Site quantile-return period curves considering (solid colorful lines) and ignoring (black dot-dashed lines) nonstationarity through time series and trend models for each station
 شکل ۴- منحنی‌های چندک-دوره بازگشت ایستگاهی با در نظر گرفتن (خطوط توپر و رنگی) و بدون در نظر گرفتن (خطوط خط-نقطه چین سیاه رنگ) نایستایی به همراه سری زمانی و مدل روند هر یک از ایستگاه‌ها

جدول ۳ مقادیر چندک‌های مورد انتظار برای دوره بازگشت‌های ۲، ۵، ۱۰، ۲۰، ۵۰ و ۱۰۰ سال برآورد شده از تحلیل فراوانی منطقه‌ای با فرض ایستایی داده‌ها (STFA^{۲۵}) و تحلیل فراوانی منطقه‌ای نایستا (NSFA^{۲۶}) در آخرین سال آماری (۲۰۱۸) برای هر یک از چهار ایستگاه دارای نایستایی نشان می‌دهد. باتوجه به نتایج اختلاف نسبی (RD^{۲۷}) کمیت‌های مذکور در ایستگاه‌های خرم‌آباد و پلدختر افزایشی و در ایستگاه‌های رامهرمز و ایذه کاهش می‌باشد. نتایج اختلاف نسبی ارائه شده در جدول ۳ به خوبی اهمیت و تفاوت روش بکار گرفته شده جهت تحلیل فراوانی منطقه‌ای را نشان می‌دهد.

برای نمونه در ایستگاه پلدختر که شدیدترین روند-افزایشی-را نسبت به سایر ایستگاه‌ها دارد، برای دوره بازگشت ۲ سال که

البته در ایستگاه پلدختر چندک‌های برآورد شده برای دوره بازگشت‌های بیش از ۵۰۰ سال از منحنی‌های چندک-دوره بازگشت نایستا کمتر از چندک‌های برآورد شده از منحنی چندک-دوره بازگشت حالت ایستا آن-خط-نقطه‌چین سیاه رنگ بالاتر از منحنی رنگی چندک دوره بازگشت در سال ۲۰۱۸-می‌باشد. با این حال می‌توان باتوجه به این نتایج پیش‌بینی کرد که در صورت ادامه روند افزایشی حداکثر بارش‌های روزانه در ایستگاه پلدختر در سال‌های بعد یعنی ۲۰۱۹ و بعد از آن منحنی‌های چندک-دوره بازگشت نایستا در این ایستگاه از منحنی چندک-دوره بازگشت ایستای آن حتی برای دوره بازگشت‌های بیش از ۵۰۰ سال نیز پیشی خواهند گرفت.

بازگوکننده میانگین حداکثر بارش روزانه است چنانچه ناپیوستایی داده‌ها در نظر گرفته نشود مقدار برآورد شده- برابر ۴۵/۵ میلی‌متر در روز- حدود ۵۹ درصد کمتر از مقدار واقعی میانگین داده‌ها در سال ۲۰۱۸- مطابق مدل روند برابر ۷۲/۴ میلی‌متر در روز- خواهد بود. این کمیت در ایستگاه خرم‌آباد حدود ۱۵ درصد می‌باشد. از سوی دیگر در ایستگاه‌های پل دختر و خرم‌آباد با افزایش دوره بازگشت مقدار اختلاف نسبی چندک‌های برآورد شده کمتر خواهد شد.

با این حال باتوجه به اینکه چندک‌های حداکثر بارش روزانه برای دوره بازگشت‌های زیاد اعداد بزرگی هستند- برای نمونه ۱۵۹/۳ میلی‌متر در روز برای ایستگاه پل دختر و ۸۹/۲ میلی‌متر در روز در ایستگاه خرم‌آباد برای دوره بازگشت ۱۰۰ سال- حتی مقادیر کم درصد اختلاف نتایج می‌تواند مقادیر زیادی از حداکثر بارش روزانه را شامل شوند.

۴- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش پیشین در ارتباط با تکنیک‌های تحلیل فراوانی ایستگاهی در حالت ناپیوستایی برای پدیده سیل بحث شد (Mohit Isfahani and Modarres, 2020). با این حال بخاطر برخی از محدودیت‌ها مانند در طول دوره آماری و فقدان داده بسیاری از رویدادهای حدی در بسیاری از نقاط کشور، در پژوهش حاضر سعی شد که ضمن معرفی تکنیک‌های ناپیوستایی برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای، رویدادهای حدی حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته در غرب کشور مورد بررسی قرار گیرد.

این امر بدین لحاظ حائز اهمیت است که در صورت استفاده از تکنیک‌های سنتی با پیش‌شرط‌های ایستایی تحلیل فراوانی منطقه‌ای، ایستگاه‌های دارای ناپیوستایی و روند عملاً مورد استفاده قرار نمی‌گرفتند. در حالی که چنانچه در یک منطقه یا ایستگاهی روند افزایشی نه تنها فقط برای رویدادهای حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته بلکه برای هر رویداد حدی دیگری نظیر سیل یا خشکسالی وجود داشته باشد، آن منطقه یا ایستگاه بیشتر در معرض خطر بوده و نیازمند بررسی‌های بیشتر و صحیح‌تر می‌باشد. لذا استفاده از تکنیک‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای ناپیوستایی این امکان را فراهم می‌کند که در یک منطقه همگن آماری هم ایستگاه‌های دارای ناپیوستایی و هم ایستگاه‌های دارای طول دوره آماری کوتاه مدت به خوبی مورد بررسی قرار گیرند. از این حیث استفاده از تکنیک‌های تحلیل فراوانی منطقه‌ای ناپیوستا نه تنها برای رویدادهای حداکثر بارش ۲۴-ساعته، بلکه برای ارزیابی ریسک وقوع سایر مخاطرات طبیعی مانند سیل، خشکسالی، موج‌های گرما و سایر رویدادهای حدی که رفتار آنها در حال تغییر و ناپیوستایی هستند نیز لازم و ضروری می‌باشد.

در ارتباط با رویدادهای حداکثر بارش ۲۴-ساعته و نتایج پژوهش حاضر زیرحوضه‌های استان‌های فارس، بوشهر، چهارمحال و بختیاری و کهگیلویه و بویراحمد از ریسک بیشتری- چه از لحاظ مقدار حداکثر بارش روزانه و چه از لحاظ زمان مورد انتظار (دوره بازگشت‌ها) برای بارش‌های روزانه شدید- نسبت به سایر مناطق مورد مطالعه برخوردار هستند. بیشتر ایستگاه‌ها در این مناطق جزو زیرناحیه همگن و پر ریسک شماره دو هستند.

Table 3- Site quantiles for some important return periods based on stationary (STFA) and nonstationary (NSFA) frequency analysis

جدول ۳- چندک‌های ایستگاهی برای برخی از دوره بازگشت‌های مهم بر اساس تحلیل فراوانی ایستا (STFA) و ناپیوستا (NSFA)

Return Period (year)	Khorramabad			Poldokhtar			Ramhormoz			Izeh		
	STFA	NSFA	RD*	STFA	NSFA	RD	STFA	NSFA	RD	STFA	NSFA	RD
2	42.8	49.3	15.2	45.5	72.4	59.1	44.5	33.2	-25.4	63.8	54.7	-14.3
5	56.3	65.0	15.5	68.6	102.6	49.6	65.0	46.4	-28.6	82.6	72.1	-12.7
10	64.9	74.2	14.3	86.9	122.0	40.4	81.5	56.5	-30.7	94.4	82.3	-12.8
20	72.8	82.2	12.9	106.7	140.4	31.6	100.7	67.8	-32.7	105.1	91.2	-13.2
50	82.4	91.7	11.3	135.4	163.8	21.0	132.1	85.5	-35.3	118.1	101.7	-13.9
100	89.2	98.2	10.1	159.3	181.3	13.8	161.8	101.6	-37.2	127.2	108.9	-14.4

$$RD: \text{Relative difference} = \frac{NSFA - STFA}{STFA} \times 100, \text{ units: mm.day}^{-1}$$

هیدرولوژیکی طراحی شده بر اساس فرضیات ایستایی را محکوم به شکست خواهد کرد. از طرف دیگر نادیده گرفتن ناپایداری کاهشی رویدادهای حدی بارش روزانه در برخی از مناطق مانند ایذه و رامهرمز منجر به اتلاف هزینه برای برنامه‌ریزی و سازه‌های هیدرولوژیکی خواهد شد.

در نهایت باید اشاره کرد که حداکثر بارش ۲۴ ساعته یک متغیر هیدرولوژیکی نسبتاً مستقل از سایر پدیده‌ها می‌باشد و به سبب اهمیت آن در بحث مخاطرات سیل در این پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. با این وجود خود پدیده سیل نه تنها تحت تأثیر متغیر حداکثر بارش ۲۴-ساعته است بلکه سایر متغیرهای خارجی طبیعی و انسانی نیز این پدیده را بیش‌تر تحت تأثیر قرار می‌دهند. لذا قویاً توصیه می‌شود که از انواع تکنیک‌های تحلیل ناپایداری داده‌ها به ویژه تحلیل‌های ناپایستا منطقه‌ای جهت بررسی تغییرات ریسک وقوع سیلاب‌های مختلف در حوضه‌های سیلخیز غرب کشور استفاده شود.

بی‌نوشت‌ها

- 1- Special Panel on National Floods Report
- 2- Moments
- 3- Linear Moments
- 4- Weighted Moments
- 5- Coefficient of L-Variation
- 6- Coefficient of L-Skewness
- 7- Coefficient of L-Kurtosis
- 8- Quantiles
- 9- Auto Correlation
- 10- Discordancy
- 11- Homogeneity
- 12- Critical
- 13- Heterogeneous
- 14- L-moments Ratio Diagram
- 15- Flood Index
- 16- Dimensionless
- 17- Growth Curve
- 18- Pre-whitening
- 19- Hierarchical Clustering
- 20- Complete-Linkage
- 21- Nam Algorithm
- 22- Generalized Normal
- 23- Generalized Logistic
- 24- 3-parameters Weibull
- 25- Stationary Regional Frequency Analysis
- 26- Nonstationary Regional Frequency Analysis
- 27- Relative Difference

از سوی دیگر باتوجه به اینکه بارش‌های روزانه شدید و متوالی علت اصلی وقوع سیلاب‌ها و به ویژه سیلاب‌های سال ۱۳۹۸ در غرب کشور بوده است (SPNFR, 2020; Mehdi Nasab, 2020)، اهمیت تحلیل فراوانی صحیح این متغیر و رفتارشناسی (ایستایی و ناپایداری) آن در منطقه مورد مطالعه بیش از پیش مشخص می‌شود. اخیراً Allahbakhshian et al. (2020) نیز متغیر حداکثر بارش‌های ۲۴-ساعته را به عنوان یکی از پارامترهای مهم در تحلیل فراوانی منطقه‌ای و مدل‌سازی سیلاب‌های حوضه‌های غربی کارون بزرگ و کرخه معرفی کردند.

ایستگاه پل‌دختر در پژوهش حاضر یک نمونه شاخص از حالت ناپایداری رویدادهای حدی حداکثر بارش ۲۴-ساعته می‌باشد. در فروردین ۱۳۹۸ محدوده این ایستگاه متحمل خسارات سنگین توسط سیلاب شد.

بنابر اطلاعات ثبت شده و سایر مطالعات انجام گرفته بارش ۱۰۸ میلیمتری در پنجم و بارش ۱۴۶ میلیمتری در دوازدهم فروردین ماه ۱۳۹۸ علت اصلی وقوع این سیلاب‌ها می‌باشند (Mehdi Nasab, 2020). باتوجه به روابط حاصل از پژوهش حاضر این مقادیر از تحلیل فراوانی ایستا به ترتیب دارای دوره بازگشت‌های ۲۱ (احتمال تجاوز ۴/۷٪) و ۶۸ (احتمال تجاوز ۱/۴۷٪) سال هستند، در حالی که با در نظر گرفتن ناپایداری داده‌ها زمان مورد انتظار برای وقوع این دو بارش خاص به ترتیب ۶ (احتمال تجاوز ۱۶/۶۷٪) و ۲۵ (احتمال تجاوز ۴٪) سال می‌باشد. همچنین، مجدداً باید خاطر نشان کرد که باتوجه به رفتار پویا و ناپایداری افزایشی داده‌های حداکثر بارش روزانه در منطقه پل‌دختر، ریسک وقوع چنین بارش‌هایی در سال‌های آینده نیز افزایش خواهد یافت؛ به عبارت دیگر انتظار می‌رود در سال‌های آتی بارش‌های ۲۴-ساعته شدیدتر و با دوره بازگشت‌های کمتری در این محدوده اتفاق بیافتد.

علاوه بر منطقه پل‌دختر، Rahimi et al. (2020) نیز به صورت مشابه روندهای افزایشی و معنی‌داری را برای حداکثر بارش‌های روزانه در اکثر ایستگاه‌های باران‌سنجی وزارت نیرو در حوضه کرخه شناسایی کردند. بنابراین نادیده گرفتن اثر ناپایداری افزایشی رویدادهای حدی بارش روزانه در این مناطق نه تنها می‌تواند در آینده خسارات جانی و مالی غیر قابل جبرانی را به بار آورد بلکه برنامه‌ریزی‌ها و سازه‌های

۵- مراجع

- Adib A, Marashi SS (2019) Meteorological drought monitoring and preparation of long-term and short-term drought zoning maps using regional frequency analysis and L-moment in the Khuzestan province of Iran. *Theoretical and Applied Climatology* 137(1):77-87
- Allahbakhshian-Farsani P, Vafakhah M, Khosravi-Farsani H, Hertig E (2020) Regional flood frequency analysis through some machine learning models in semi-arid regions. *Water Resources Management* 34(9):2887-2909
- Chiang F, Mazdiyarni O, AghaKouchak A (2021) Evidence of anthropogenic impacts on global drought frequency, duration, and intensity. *Nature Communications* 12(1):1-10
- Dawyndt P, De Meyer H, De Baets B (2005) The complete linkage clustering algorithm revisited. *Soft Computing* 9(5):385-392
- De Ruiter MC, Couason A, van den Homberg MJ, Daniell JE, Gill JC, Ward PJ (2020) Why we can no longer ignore consecutive disasters. *Earth's Future* 8(3):1-19
- Field CB, Barros V, Stocker TF, Qin D, Dokken DJ, Ebi KL, Mastrandrea MD, Mach KJ, Plattner GK, Allen SK (2012) Managing the risks of extreme events and disasters to advance climate change adaptation. A Special Report of Working Groups I and II of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Cambridge University Press, 594p
- Ghadami M, Razieli T, Amini M, Modarres R (2020) Regionalization of drought severity-duration index across Iran. *Natural Hazards* 103(3):2813-2827
- Greenwood JA, Landwehr JM, Matalas NC, Wallis JR (1979) Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research* 15:1049-1054
- Hosking JRM (1990) L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society* 52:105-124
- Hosking JRM (2019) Regional frequency analysis using L-moments. R package, version 3.3. Available from: <http://CRAN.R-project.org/package=lmomRFA>
- Hosking JRM (1991) Approximations for use in constructing L-moment ratio diagrams. Research Rep. RC-16635, IBM Research Division, TJ Watson Research Center
- Hosking JRM, Wallis JR (1993) Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research* 29(2):271-281
- Hosking JRM, Wallis JR (1997) Regional frequency analysis: An approach based on L-moments. Cambridge University Press, 244 p
- Johnson SC (1967) Hierarchical clustering schemes. *Psychometrika* 32(3):241-254
- Kim H, Shin JY, Kim T, Kim S, Heo JH (2020) Regional frequency analysis of extreme precipitation based on a nonstationary population index flood method. *Advances in Water Resources* 146:1-43
- Kreienkamp F (2021) Rapid attribution of heavy rainfall events leading to the severe flooding in Western Europe during July 2021. *World Weather Attribution*, 51p
- Kulkarni A, von Storch H (1995) Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann-Kendall test of trend. *Meteorologische Zeitschrift* 4(2):82-85
- Landwehr JM, Matalas NC, Wallis JR (1979) Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles. *Water Resource Research* 15(5):1055-1064
- Leclerc M, Ouarda TB (2007) Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged sites. *Journal of Hydrology* 343(4):254-265
- Libiseller C, Grimvall A (2002) Performance of partial Mann-Kendall tests for trend detection in the presence of covariates. *Environmetrics: The official journal of the International Environmetrics Society* 13(1):71-84
- Malekinezhad H, Zare-Garizi A (2014) Regional frequency analysis of daily rainfall extremes using L-moments approach. *Atmosfera* 27(4):411-427
- Mann HB (1945) Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 13:245-259
- Mehdi Nasab M (2020) Survey of 1 April flood in Kashkan Catchment in Lorestan Province and presenting solutions. *Journal of Environment and Suprasectorial Development* 5(67):17-30 (In Persian)
- Merz B, Blöschl G, Vorogushyn S, Dottori F, Aerts JC, Bates P, ..., and Macdonald E (2021) Causes, impacts and patterns of disastrous river floods. *Nature Reviews Earth and Environment* 2(9):1-18

- Milly PCD, Betancourt J, Falkenmark M, Hirsch RM, Kundzewicz ZW, Lettenmaier DP, Stouffer RJ (2008) Stationarity is dead: Whither water management?. *Earth* 4(20):573-574
- Modarres, R, Sarhadi A (2010) Frequency Distribution of extreme hydrologic drought of southeastern Semiarid Region, Iran. *Journal of Hydrologic Engineering* 15(4):255-264
- Mohammadi M, Talebi A (2020) Regional frequency analysis of maximum 24-hour precipitation in arid lands using the L-Moments approach (Case Study: Yazd Province). *Desert Management* 8(15):37-52 (In Persian)
- Mohit Isfahani P, Modarres R (2020) The generalized additive models for nonstationary flood frequency analysis. *Iran-Water Resources Research* 16(3):376-387 (In Persian)
- Nam W, Kim S, Kim H, Joo K, Heo JH (2015) The evaluation of regional frequency analyses methods for nonstationary data. *Proceedings of the International Association of Hydrological Sciences* 371(1):95-98
- Nguyen TT, Nakatsugawa M, Yamada TJ, Hoshino T (2020) Assessing climate change impacts on extreme rainfall and severe flooding during the summer monsoon season in the Ishikari River basin, Japan. *Hydrological Research Letters* 14(4):155-161
- O'Brien NL, Burn DH (2014) A nonstationary index-flood technique for estimating extreme quantiles for annual maximum streamflow. *Journal of Hydrology* 519:2040-2048
- Rahimi D, Khoshhal Dastjerdi J, Rahimi D (2021) Trend analysis of maximum flood in the Karkheh basin. *Journal of Natural Environmental Hazards* 9(26):43-58 (In Persian)
- Sharifi Garmdareh E, Vafakhah M, Eslamian S (2018) Regional flood frequency analysis using support vector regression in arid and semi-arid regions of Iran. *Hydrological Sciences Journal* 63(3):426-440
- Special Panel on National Floods Report (SPNFR) (2020) Story, analyze, experiences and offers. 314p (In Persian)
- Strnad F, Moravec V, Markonis, Y, Máca P, Masner J, Stočes M, Hanel M (2020) An index-flood statistical model for hydrological drought assessment. *Water* 12(4):1213-1229
- Zamani R, Tabari H, Willems P (2015) Extreme streamflow drought in the Karkheh river basin (Iran): Probabilistic and regional analyses. *Natural Hazards* 76(1):327-346