



The Generalized Additive Models for Non-stationary Flood Frequency Analysis

P. Mohit Isfahani¹ and R. Modarres^{2*}

Abstract

Flood control and management is a fundamental issue for hydrology researchers and managers. Regarding the design and construction of different hydraulic structures such as reservoirs and dams, as effective techniques for flood control, accurate estimation of the magnitude and return periods of flood is required for appropriate estimation of the dimension and resilience of structures. Design flood estimation is done through frequency analysis with the key stationary assumption. Nowadays, factors such as land use change, inappropriate management and climate change has influenced stationary conditions of flood peaks. Therefore, in the presence of non-stationary conditions, the estimation based on stationary assumption is not confident and may lead to large errors. In this study for non-stationary flood frequency analysis, the GAMLESS model for location, scale and shape parameter estimation are introduced while visual inspection of non-stationary are as well presented and developed for quantile estimation. Six hydrometry stations in different provinces in the north of Iran were selected. Frequency analysis in stationary and non-stationary conditions was performed for each station. Results indicated that location and scale parameters have linear and quadratic trend. In addition, in Nodekhormalo station the design flood estimated by non-stationary assumption was around 3 times higher than of that obtained for the stationary conditions. Results also demonstrated that in stations with increasing non-stationary trend, return period of large floods was decreasing and for the same return periods, flood quantiles has increased.

Keywords: Non-Stationary Frequency Analysis, Flood, Trend, GAMLSS, Flood Risk.

Received: September 23, 2020

Accepted: December 17, 2020

مدل‌های جمعی تعمیم‌یافته برای تحلیل فراوانی نایستای سیل

پوریا محیط اصفهانی^۱ و رضا مدرس^{۲*}

چکیده

برآورد دبی طراحی به وسیله فرآیند تحلیل فراوانی با پیش‌شرط کلیدی ایستایی داده‌ها انجام می‌گیرد. امروزه عواملی مانند تغییر کاربری، مدیریت نامناسب و تغییر اقلیم منجر شده است که ماهیت ایستایی حداکثر دبی لحظه‌ای سیلاب‌ها تحت تأثیر قرار گیرد. بنابراین چنانچه داده‌ها دچار عدم ایستایی شوند برآوردهای حاصل از تحلیل فراوانی با فرض ایستایی غیرقابل اطمینان و دارای خطای زیادی خواهد بود و خسارات و تلفات بسیار شدیدی را ممکن است حادث شوند. از اینرو در پژوهش حاضر برای تحلیل فراوانی نایستای سیل ضمن معرفی روش‌های آماری و چشمی برای ارزیابی شرایط ایستایی داده‌ها، استفاده از مدل‌های تعمیم‌یافته جمعی برای پارامترهای موقعیت، مقیاس و شکل (GAMLSS) به منظور تحلیل فراوانی داده‌های نایستا و برآورد چندک‌های طراحی در شرایط نایستایی تشریح می‌شود. بدین منظور شش ایستگاه هیدرومتری از استان‌های مختلف شمال کشور انتخاب شدند. پس از آن فرآیند تحلیل فراوانی با و بدون در نظر گرفتن پیش‌فرض ایستایی برای هر ایستگاه انجام شد. نتایج نشان داد که در مدل‌های دارای روند برای پارامترها، هر دو پارامتر موقعیت و مقیاس دچار نایستایی به فرم خطی و حتی درجه دو شده‌اند. از سوی دیگر نتایج نشان داد که دبی طراحی برآورد شده در شرایط نایستایی با روند افزایشی تا سه برابر بیشتر از دبی طراحی برآورد شده با پیش‌فرض ایستایی در ایستگاه نوده‌خرمالو می‌باشد. همچنین نتایج نشان داد که در ایستگاه‌هایی که روند نایستایی افزایشی وجود دارد دوره بازگشت سیلاب‌های بزرگ رو به کاهش است و برای دوره بازگشت‌های یکسان مقادیر چندک‌های سیل رو به افزایش است.

کلمات کلیدی: تحلیل فراوانی نایستا، سیل، روند، GAMLSS، ریسک سیل.

تاریخ دریافت مقاله: ۹۹/۷/۲

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۹/۹/۲۷

1- M.Sc. Graduate of Watershed Management, Department of Natural Resources, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran.

2- Assistant Professor, Department of Natural Resources, Center of Excellence on Risk Management and Natural Hazard, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran. Email: reza.modarres@iut.ac.ir

*- Corresponding Author

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

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

*- نویسنده مسئول
بحث و مناظره (Discussion) در مورد این مقاله تا پایان زمستان ۱۳۹۹ امکان‌پذیر است.

یک برآورد کاملاً صحیح نیست. همچنین بسیاری دیگر تلاش کردند تا روش‌های مناسبی را برای انتخاب بهترین تابع توزیع داده‌ها در شرایط ایستایی ارائه کنند (Hosking, 1990; Mitosek et al., 2006; Strupczewski et al., 2006). اما مشکل انتخاب بهترین تابع توزیع زمانی حادث می‌شود که داده‌ها ماهیت ایستایی خود را از دست داده باشند. در چنین شرایطی برخی از کاربردی‌ترین روش‌های برآورد پارامترهای توزیع‌های آماری مانند روش گشتاورهای خطی (LMM⁷) و یا گشتاورهای وزنی احتمال (PWM⁸) برای داده‌های نایستایی نامناسب هستند و تنها روش‌های: حداکثر درست‌نمایی (MLM¹⁰) (El Adlouni et al. 2006)، روش دو-مرحله‌ای (TSM¹¹)، روش مدل‌های تعمیم‌یافته تجمعی برای پارامترهای موقعیت، مقیاس و شکل (GAMLSS¹²)، روش رگرسیون چندکی^{۱۳} (Koenker and Hallock, 2018) و برآورد سلسله مراتبی بیز^{۱۴} (Cheng et al., 2014; Yan and Moradkhani, 2015 and) (2016) قابل استفاده هستند.

پیش از این شرایط ایستایی دو پدیده سیل و خشکسالی کشور توسط Modarres et al. (2016) مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج آنها به صراحت نشان داد که چندک‌های سیلاب و بزرگی‌های وقایع خشکسالی برای اکثر مناطق کشور بعد از سال ۱۹۸۵ دارای روند معنی‌دار افزایشی بوده است. این در حالی است که هنوز روش‌های تحلیل فراوانی نایستا در کشور به صورت عملیاتی مورد استفاده قرار نگرفته است و اکثر سازه‌های هیدرولوژیکی برای کنترل و مهار سیلاب بر اساس فرضیات ایستایی طراحی شده‌اند. این امر نه تنها از به حداکثر رسیدن عملکرد این سازه‌ها در شرایط نایستایی کاسته است، بلکه در مواردی خود نیز ممکن است خطر آفرین باشد و میزان خسارات ناشی از سیلاب‌ها را به ویژه در سال‌های اخیر در کشور افزایش دهد. برخی مطالعات نیز بر روند افزایشی بارندگی حداکثر ۲۴ ساعته تاکید داشته‌اند (Farsadnia et al., 2012).

به طور کلی همانطور که پیش‌تر به آن اشاره شد از مهم‌ترین عوامل ایجاد نایستایی پدیده‌ها می‌تواند در ارتباط با مدیریت کاربری اراضی و تغییر اقلیم باشد (Saghafian et al., 2006). برای نمونه Leclerc and Ouarda (2007) اثر تغییرات و نایستایی پارامترها را برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای مورد بررسی قرار دادند و اظهار داشتند که نادیده گرفتن اثر روند برای تحلیل فراوانی منطقه‌ای به صورت جدی منجر به برآورد ناصحیح چندک‌ها در ایستگاه‌های فاقد آمار می‌شود. Jiang et al. (2015) اثر حجم آب ذخیره شده در مخزن‌های سیلاب رودخانه هانجیانگ چین را بر روی جریان‌های کم این رودخانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که نه تنها مقادیر جریان پایه

از گذشته دور تا به امروز همواره بشر در معرض رویدادهای حادی طبیعت بوده و در مقابل ساز و کارهای لازم را برای کاهش خسارت و حتی در مواردی سود بردن از این پدیده‌ها را آموخته است. یکی از کارآمدترین ابزارهای بشر برای غلبه بر معضلات ناشی از رویدادهای حادی تحلیل فراوانی یا تحلیل ریسک می‌باشد. تحلیل فراوانی با در اختیار داشتن یک نمونه آماری مناسب می‌تواند بزرگی و دوره بازگشت‌های مقادیر حادی (یا احتمال وقوع) را از کل جامعه یک متغیر تصادفی برآورد کند؛ اما تحلیل فراوانی زمانی بیشترین کارایی و دقت را خواهد داشت که متغیر مورد نظر در طول زمان خاصیت ایستایی خود را حفظ کرده باشد (پیش‌شرط تحلیل فراوانی). منظور از ایستایی یک متغیر ثابت بودن گشتاورهای نمونه مانند میانگین^۲، انحراف از معیار^۳، چولگی^۴ و کشیدگی^۵ آن در طول زمان می‌باشد. متأسفانه امروزه به علت تغییرات کاربری‌ها، گرمایش جهانی و تغییر اقلیم ماهیت ایستایی بسیاری از متغیرهای اقلیمی و طبیعی تحت تأثیر قرار گرفته و به دنبال آن پیش‌بینی‌ها و محاسبات بشر از رفتار این متغیرها سمت و سوی جدا گرفته است. از جمله تبعات خارج شدن رفتار ایستایی متغیرهای طبیعی از حالت عادی خود به ویژه در کشورهای جهان سوم افزایش فراوانی سیلاب‌ها، سرریز شدن سدها و پر شدن مخازن، افزایش شدت خشکسالی‌ها و تغییر تداوم آنها می‌باشد. از سوی دیگر نتایج صحیح تحلیل فراوانی زمانی اهمیت پیدا می‌کند که از تکنیک‌های احداث سازه در استراتژی کاهش و کنترل اثرات رویدادهای حادی مانند سیل استفاده شود. به عبارت دیگر مهم‌ترین کاربرد تحلیل فراوانی در برآورد خصوصیات طراحی مانند حجم مورد نیاز مخازن، ابعاد و ارتفاع سرریزها و طول عمر سازه می‌باشد. از این حیث بطور سنتی خصوصیات طراحی بر اساس چندک‌هایی تعیین می‌شوند که بتوانند بیشترین عملکرد را از لحاظ ایمنی و بهینه کردن هزینه‌های طراحی مهیا کنند. مهم‌ترین چندک برای طراحی سازه‌ها چند ۹۹٪ یا اصطلاحاً "چندک طراحی"^۶ با دوره بازگشت ۱۰۰ سال می‌باشد که تحت فرضیات ایستایی برای متغیرهای مختلف حادی مانند حداکثر دبی پیک سالانه محاسبه خواهد شد. متأسفانه تغییرات کاربری‌ها و پوشش زمین، تغییر اقلیم و سوء مدیریت‌ها در حوضه‌ها باعث شده است که فرض ایستایی برای برآورد چندک طراحی سؤال برانگیز باشد. از این جهت یکی از رویکردهایی که اخیراً نظر هیدرولوژیست‌ها را به خود جلب کرده است، استفاده از رویکردهای تحلیل فراوانی با در نظر گرفتن شرایط نایستایی پدیده‌های حادی مانند خشکسالی و سیل می‌باشد. علاوه بر این حتی در شرایط ایستایی روش‌های انتخاب بهترین تابع توزیع احتمال (و نه تابع توزیع احتمال واقعی داده‌ها) برای برآورد چندک طراحی داده‌ها همیشه پاسخ‌گوی

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- داده و اطلاعات

در این مطالعه داده‌های مربوط به حداکثر دبی لحظه‌ای برای شش ایستگاه هیدرومتری در منطقه خزری با بیش از ۳۰ سال آمار به گونه‌ای جمع‌آوری و تکمیل گردید که ایستگاه‌ها معرف انواع شرایط ایستایی و نایستایی مانند روند در میانگین، روند در واریانس و روند در میانگین و واریانس به صورت همزمان باشند. پس از آن با استفاده از آزمون استقلال و ایستایی (WW-test¹⁵)، آزمون روند (MK-test¹⁶) و روش‌های گرافیکی شرایط ایستایی/نایستایی داده‌ها و گشتاورهای مربوط به آنها مورد ارزیابی قرار گرفت. فرض صفر برای هر دو آزمون‌های WW-test و MK-test به ترتیب مبنی بر استقلال و ایستایی داده‌ها و عدم روند می‌باشد و چنانچه مقدار p-value آزمون بیش از خطای قابل قبول (۰/۰۵ یا ۰/۰۱) باشد فرض صفر تأیید می‌شود. همچنین جهت اطلاع از نحوه محاسبات عددی آزمون‌های WW-test و MK-test به ترتیب به Wald and Wolfowitz (1943) و Libiseller and Grimvall (2002) مراجعه شود. جدول ۱ مشخصات مربوط به نام، کد، موقعیت، گشتاورها و آماره p-value مربوط به آزمون‌های فوق را برای هر ایستگاه نشان می‌دهد.

۲-۲- تحلیل فراوانی و نایستایی

تحلیل فراوانی برای یک مجموعه داده کامل و ایستا از یک جامعه آماری شامل برآورد پارامترها و برازش انواع توزیع‌های آماری، انجام آزمون‌های نکویی برازش (GOFs¹⁷) و روش‌های ترسیمی به منظور انتخاب مناسب‌ترین توزیع برای برآورد احتمالات، چندک‌ها و دوره بازگشت‌های مختلف می‌باشد. در این مطالعه پارامترهای توزیع‌ها به کمک بسته‌های نرم‌افزاری "lmomco" و "fitdistrplus" در محیط دستورنویسی نرم‌افزار R به دو روش LMM و MLM برای توزیع‌های مختلف و کاربردی در هیدرولوژی برآورد گردیدند. همچنین از آزمون‌های نکویی برازش (KS-test¹⁸) و آزمون χ^2 به همراه ترسیم توزیع تجمعی و چگالی تجربی و تئوری داده‌ها و نمودار QQ-plot چندک‌های تئوری و تجربی داده‌ها، بهترین تابع توزیع برای برازش به داده‌ها انتخاب و جهت تحلیل فراوانی مورد استفاده قرار گرفت. فرض صفر برای آزمون‌های KS-test و χ^2 مبنی بر پیروی داده‌ها از توزیع مورد نظر می‌باشد و چنانچه مقدار p-value آزمون‌ها بیش از خطای قابل قبول (۰/۰۵ یا ۰/۰۱) باشد فرض صفر تأیید می‌شود. جهت اطلاع از محاسبات عددی روش‌های LMM و MLM و آزمون‌های KS-test و χ^2 به Karamouz and Araghinejad (2014) ارجاع شود.

دارای یک روند خطی معنادار افزایشی است بلکه تحلیل فراوانی توأم این دو متغیر با در نظر گرفتن حجم آب داخل مخزن به عنوان عامل برهم‌زننده ایستایی این دو متغیر باعث شده که چندک‌های جریان پایه به ازای دوره بازگشت‌های مختلف بیش از چندک‌های برآورد شده هم‌نظیر در تحلیل فراوانی ایستا و توأم این دو متغیر باشد. Zhang et al. (2018) در یکی از مخزن‌های ذخیره سیلاب در حوضه وانگ‌کوایی چین دبی پیک سیلاب را در دو حالت ایستایی و نایستایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که اولاً سری دبی پیک سالانه در طول زمان ایستا نبوده و ثانیاً بزرگی دبی‌ها با دوره بازگشت ۲۰ سال در طول دوره آماری مورد مطالعه کاهش یافته است. در مطالعه‌ای دیگر در حوضه رودخانه وانگ‌کوایی چین به صورت مجزا Li et al. (2018) نایستایی دبی پیک و حجم سیلاب‌ها را در ارتباط با دو شاخص اقلیمی و دو شاخص فیزیکی در مورد سدهای داخل حوضه مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که به جز سه سال در تمامی طول دوره آماری مورد مطالعه‌شان چندک‌های برآورد شده از تحلیل فراوانی نایستا برای هر دو متغیر حجم و دبی پیک سیلاب از مقادیر بدست آمده از تحلیل فراوانی ایستای متغیرهای مذکور کمتر بود. مطالعه دیگری که در ارتباط با تحلیل فراوانی نایستای سیل انجام گرفته است، مطالعه Dong et al. (2019) می‌باشد. ایشان عدم ایستایی سه خصوصیت اصلی سیلاب‌های رودخانه دونگتائی ویتنام شامل دبی پیک، حجم و مدت سیل را در ارتباط با برخی از متغیرهای تأثیرگذار فیزیکی مانند بارندگی، شهرسازی و جنگل‌زدایی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آنها مشخص کرد مقدار دبی پیک که با فرض ایستا بودن داده‌ها برای دوره بازگشت ۵۰ سال محاسبه می‌شود؛ با در نظر گرفتن عوامل برهم‌زننده ایستایی نزدیک به دبی پیک با دوره بازگشت ۱۰ سال در تحلیل فراوانی نایستای داده‌ها است.

هدف از پژوهش حاضر ارزیابی و مقایسه تحلیل فراوانی حداکثر دبی لحظه‌ای با در نظر گرفتن شرایط ایستایی/نایستایی داده‌ها و با استفاده از روش‌های تحلیل فراوانی معمول، برای داده‌های ایستا و GAMLSS برای داده‌های نایستا برای اولین بار در کشور می‌باشد. به عبارت دیگر نوآوری پژوهش حاضر در معرفی دیدگاه و روشی جامع‌تر در بحث تحلیل فراوانی برای پدیده‌های حدی مانند سیل و خشکسالی می‌باشد. از این حیث در مقاله حاضر نیز ضمن بررسی شرایط ایستایی/نایستایی داده‌های حداکثر دبی لحظه‌ای در طول زمان برای شش ایستگاه هیدرومتری در منطقه خزری به ارزیابی تفاوت چندک‌های برآورد شده به روش‌های ایستا و نایستا تحلیل فراوانی خواهیم پرداخت.

Table 1- Characteristics of selected stations

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه

| Stations (Code) | River | Province | Record Period | Coordinate | Sample Moments | | | |
|------------------------|--------------|----------------|---------------|--------------------------|--------------------------|------------------------|------|------|
| | | | | | Mean (m ³ /s) | SD (m ³ /s) | Skew | Kurt |
| Dashli_baroun (11-069) | Atrak | Golestan | 1364-1391 | 54 48 00 E 37 38 00 N | 36.9 | 19.6 | 0.3 | -0.4 |
| Ghatlish (11-027) | Shirin Dareh | North Khorasan | 1351-1391 | 57 16 57 E 37 48 35 N | 157.5 | 179.0 | 2.6 | 6.6 |
| Haratbar (16-059) | Samoosh | Gilan | 1354-1391 | 50 18 11 E 36 59 53 N | 55.8 | 30.6 | 1.0 | -0.1 |
| Hootan (11-073) | Atrak | Golestan | 1358-1391 | 55 31 00 E 37 57 00 N | 333.5 | 222.4 | 1.3 | 2.8 |
| Koshtargah (14-017) | Babol Rood | Mazandaran | 1360-1391 | 52 39 49 E 36 32 43 N | 269.7 | 126.3 | 0.8 | 0.07 |
| Nodekhormalo (12-017) | Khormalo | Golestan | 1345-1396 | 55 16 00 E 37 04 00 N | 61.9 | 91.0 | 2.7 | 7.9 |

۳-۲-۳-۳ GAMLSS

مدل‌های شبه پارامتریک رگرسیونی GAMLSS نخستین بار توسط Rigby and Stasinopoulos (2005) معرفی شدند. در این مدل‌ها فرض می‌شود که برای یک متغیر تصادفی و مستقل y_t ($t=1, 2, \dots, n$)، یک تابع چگالی احتمال $f_y(y_t|\theta^t)$ وجود دارد که θ^t بردار پارامترهای تابع چگالی مورد نظر $(\mu^t, \sigma^t, \nu^t, \tau^t)$ می‌باشد، البته ممکن است تابع چگالی احتمال f_y هر ۴ پارامتر مذکور را نداشته باشد. در مدل‌های GAMLSS پارامترهای θ^t ، تحت تأثیر متغیرهای مستقل x_1, \dots, x_m می‌باشند و توسط توابع پیوند^{۱۹} مختلف $g(\cdot)$ در معادله ریاضی انواع توزیع‌های آماری f_y قرار می‌گیرند. توابع پیوند خطی $g(\cdot)$ برای پارامترهای یک تابع چگالی احتمال سه پارامتره (μ, σ, ν) با پارامترهای وابسته به متغیرهای مستقل x به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g(\mu^t) = a_0 + a_1 x_1 + \dots + a_m x_m \quad (۴)$$

$$g(\sigma^t) = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_m x_m \quad (۵)$$

$$g(\nu^t) = c_0 + c_1 x_1 + \dots + c_m x_m \quad (۶)$$

نکته قابل توجه در ارتباط با روابط ۴ تا ۶ این می‌باشد که چنانچه در توزیع مورد نظر هر یک از پارامترهای μ ، σ و ν برای مقادیر بیشتر از صفر تعریف شده باشد ($\mu > 0$ یا σ یا ν) تابع پیوند آن پارامتر به صورت لگاریتم طبیعی تعریف می‌شود، یعنی $g(\theta_p) = \ln(\theta_p)$ و $(p: \mu, \sigma, \nu)$ بنابراین $\theta_p = \exp(g(\theta_p))$. باتوجه به آنچه گفته شد شرایط ایستایی و نالیستایی هر ایستگاه، می‌تواند دلایل منحصر به فرد خود را از شرایط حوضه آبخیز، مدیریت، تغییرات کاربری و اثر تغییر اقلیم و غیره در هر ایستگاه داشته باشد. آنچه که در پژوهش حاضر مد نظر است اثر جمعی این عوامل می‌باشد که اثرات خود را در طول زمان بر روی عدم ایستایی پارامترها در توزیع‌های احتمالاتی داده‌های دبی

در ارتباط با تحلیل فراوانی نالیستایی داده‌ها فرض اصلی این است که توزیع تعیین شده برای داده‌ها در طول زمان ثابت باقی می‌ماند درحالیکه عوامل برهم زننده ایستایی فقط بر روی پارامترهای توزیع مورد نظر اثر خواهند گذاشت. از سوی دیگر عوامل نالیستایی عموماً بر روی میانگین و انحراف از معیار داده‌ها تأثیر می‌گذارد و سایر گشتاورها مانند ضریب چولگی و کشیدگی داده‌ها تغییر نمی‌کنند و یا بخاطر عدم قطعیت زیاد در برآورد پارامترهای مربوط به آنها در توزیع‌های آماری مانند پارامتر "شکل" ثابت در نظر گرفته می‌شوند. بنابراین چنانچه ساختار پارامتری وابسته به زمان را برای توزیع مورد نظر بتوان مدل کرد، می‌توان تغییرات چندک‌ها و دوره بازگشت‌های هم‌نظیر آنها را در طول زمان برآورد کرد. یکی از ساده‌ترین مدل‌ها (مدل روند) برای تغییرپذیری پارامترهای موقعیت (میانگین) و مقیاس (انحراف از معیار) توزیع‌ها در شرایط نالیستایی، مدل خطی می‌باشد که به ترتیب در روابط ۱ و ۲ نشان داده شده‌اند:

$$\mu = a_1 t + a_0 \quad (۱)$$

$$\sigma = b_1 t + b_0 \quad (۲)$$

که در آن t زمان، μ و σ به ترتیب پارامترهای موقعیت و مقیاس و a_1 ، a_0 ، b_1 و b_0 مجهولات روابط فوق می‌باشند. پارامترهای μ و σ و مجهولات روابط ۱ و ۲ برای یک توزیع مشخص با استفاده از روش MLM و حداکثرسازی تابع لگاریتم درستنمایی زیر قابل محاسبه می‌باشند.

$$\ln L(\theta, \kappa) = \sum_{i=1}^T \ln(f(y_i; \theta, \kappa)) \quad (۳)$$

که در آن f تابع چگالی توزیع مورد نظر و θ بردار مجهولات مدل‌های روند روابط ۱ و ۲ (b_0, b_1, a_0, a_1) می‌باشند.

مشخص است. همچنین ایستگاه هوتن با میانگین و واریانس ثابت به عنوان یک ایستگاه شاهد از شرایط ایستایی شناخته می‌شود.

همانطور که در بخش گذشته به آن اشاره شد اولین گام در تحلیل فراوانی برای هر دو شرایط ایستایی و نایستایی داده‌ها، انتخاب بهترین تابع توزیع احتمال می‌باشد. از اینرو توزیع‌های معروف در هیدرولوژی مانند Ln3 , Pe3 , Gamma , Log-Logistic غیره به داده‌ها برازش داده شد. در جدول ۲ تنها نام و مقدار p -value حاصل از آزمون‌های نکویی برازش برای مناسب‌ترین توزیع شناخته شده از نظر آزمون‌های KS و χ^2 به همراه آماره p -value آزمون‌های ww-test و mk-test برای داده‌های هر ایستگاه ارائه شده است. همچنین برای نمونه از ارزیابی چشمی توزیع‌های انتخاب شده، در شکل ۲ نتایج حاصل از برازش توزیع GEV به عنوان مناسب‌ترین تابع توزیع برای داده‌های ایستگاه قتلیش، نمایش داده شده است.

بطور کلی نتایج آزمون روند بر روی داده‌ها هم جهت با استنباط‌های چشمی از شکل ۱ است؛ بطوری که ایستگاه‌های داشلی‌برون، قتلیش، هراتبر، کشتارگاه و نوده‌خرمالو در سطح اطمینان ۹۵٪ دارای روند معنی‌دار می‌باشند ($p\text{-value} < 0.05$)، و تنها ایستگاه هوتن فاقد روند معنی‌دار می‌باشد. در حالیکه آزمون استقلال و ایستایی ww-test بجز ایستگاه داشلی‌برون برای سایر ایستگاه‌ها شرایط ایستایی را نشان داد. به دلیل تناقض در استنباط‌های دیداری و نتایج دو آزمون، تغییرات داده‌ها و گشتاورهای آنها در پنجره‌های ۱۰ ساله متحرک نیز به صورت ترسیمی مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور یک پنجره ۱۰ ساله در نظر گرفته شد که در طول داده‌های هر ایستگاه به صورت متحرک

حداکثر لحظه‌ای سالانه هر ایستگاه نشان می‌دهند. از این حیث در این پژوهش تغییرات پارامترهای توزیع‌ها تنها نسبت به متغیر زمان (t) به عنوان یک متغیر مستقل و تأثیرگذار مورد بررسی قرار خواهد گرفت. از سوی دیگر این اثرات جمعی ممکن است باعث افزایش/کاهش پارامترهایی مثل μ و σ در طول زمان به صورت خطی، درجه دو، نمایی، سینوسی و غیره شوند که در پژوهش حاضر مطابق با اصل ساده‌گی^{۲۰} تنها مدل‌های خطی و درجه دو ساده مورد ارزیابی قرار خواهند گرفت. لازم به ذکر است که تمامی محاسبات مربوط به برآورد پارامترها و ضرایب توابع پیوند آنها در شرایط نایستایی با استفاده از بسته‌های "GAMLSS"، "evgam"، "evd" و "extRemes" در محیط دستورنویسی نرم‌افزار R انجام گرفت (<https://www.r-project.org/>).

۳- نتایج

۳-۱- ایستایی و نایستایی

یکی از ساده‌ترین روش‌ها برای پی‌بردن به شرایط ایستایی/نایستایی داده‌ها ترسیم نمودار سری زمانی آنها می‌باشد. شکل ۱ سری‌های زمانی دبی حداکثر لحظه‌ای سالانه هر شش ایستگاه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. باتوجه به شکل ۱ به نظر می‌رسد که ایستگاه داشلی‌برون فقط دارای روند افزایشی خطی بوده و واریانس داده‌های آن در طول زمان تغییرات قابل توجهی نداشته است. به صورت مشابه ایستگاه کشتارگاه دارای روند کاهشی و واریانس نسبتاً ثابت بوده است. این درحالی است که حداکثر دبی لحظه‌ای سالانه ایستگاه‌های قتلیش، هراتبر و نوده‌خرمالو نه تنها دارای روند افزایشی و به صورت درجه دو می‌باشند بلکه افزایش واریانس داده‌ها نیز در طول زمان به وضوح

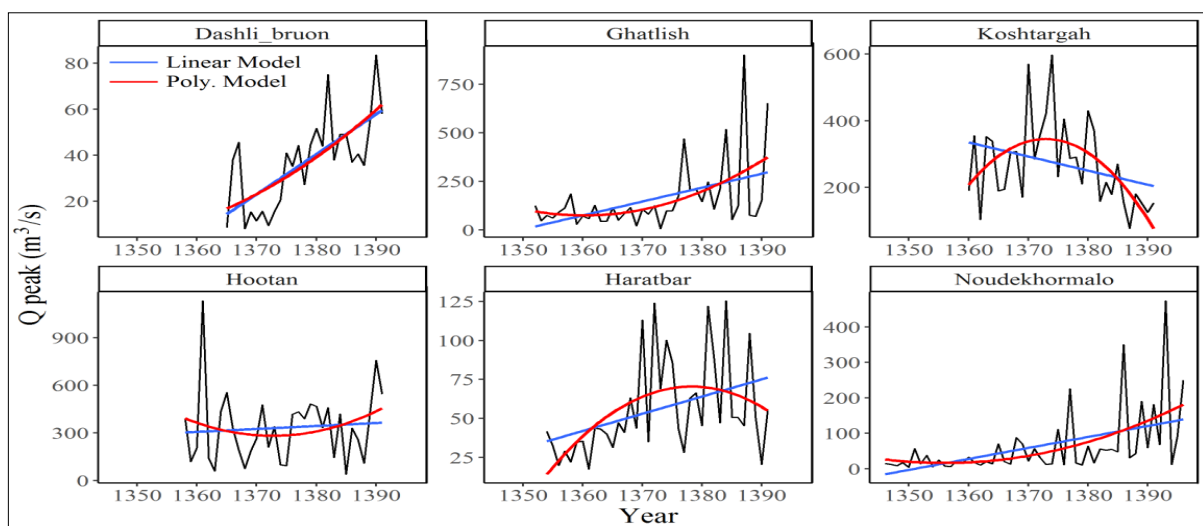


Fig. 1- Annual peak flood time series and its variability patterns in the selected stations
شکل ۱- سری‌های زمانی حداکثر دبی لحظه‌ای سالانه و الگوی تغییرات آن در ایستگاه‌های مورد مطالعه

Table 2- The p-values for independence and stationary, trend and goodness of fit tests

جدول ۲- مقادیر p-value برای آزمون‌های استقلال و ایستایی، روند و نکویی برازش

| Station's Name | The most proper distribution | | | | | | Independence and stationary test (WW-test) | Trend test (MK-test) |
|----------------|------------------------------|-------|--------------------------|-------|----------------------------|-------|--|----------------------|
| | Gamma(μ, σ) | | Gumbel (μ, σ) | | GEV (μ, σ, ν) | | | |
| | χ^2 | KS | χ^2 | KS | χ^2 | KS | | |
| Dashli_baruon | 0.082 | 0.194 | 0.484 | 0.705 | 0.709 | 0.550 | 0.006 | 0.000 |
| Ghatlish | 0.027 | 0.026 | 0.004 | 0.053 | 0.900 | 0.950 | 0.745 | 0.004 |
| Haratbar | 0.009 | 0.290 | 0.060 | 0.247 | 0.205 | 0.640 | 0.253 | 0.000 |
| Hootan | 0.407 | 0.463 | 0.370 | 0.641 | 0.370 | 0.700 | 0.809 | 0.286 |
| Koshtargah | 0.645 | 0.887 | 0.689 | 0.822 | 0.635 | 0.900 | 0.211 | 0.027 |
| Noudekhormalo | 0.001 | 0.004 | 0.032 | 0.004 | 0.436 | 0.493 | 0.845 | 0.000 |

اعداد برجسته شده در هر ردیف و برای هر توزیع بیانگر بهترین تابع توزیع برازش یافته به داده‌های هر ایستگاه می‌باشد.

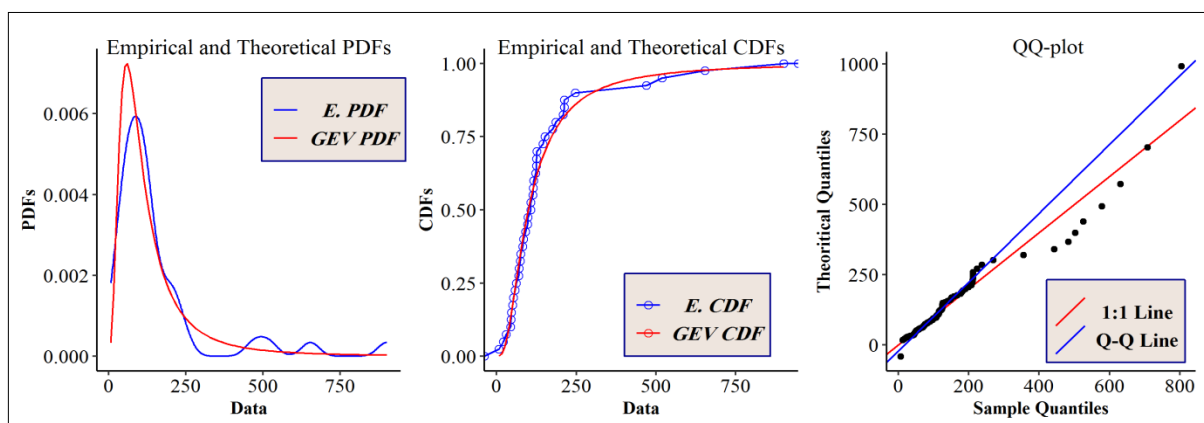


Fig. 2- The visual goodness of fit test for fitted GEV to annual peak flow of Ghatlish station

شکل ۲- نتایج حاصل از آزمون‌های چشمی نکویی برازش برای توزیع GEV به داده‌های ایستگاه قتلش

تغییرات میانگین و میانه داده‌ها برای دو ایستگاه نوده‌خرمالو و قتلش با شیب نسبتاً زیادی افزایش پیدا کرده است در حالیکه شیب تغییرات میانگین برای ایستگاه هوتن تقریباً برابر صفر می‌باشد؛ اما حتی در این ایستگاه نیز به نظر می‌رسد میانه داده‌ها دارای روند افزایشی بوده است. علاوه بر این تغییرات برای گشتاورهای چولگی و کشیدگی برای هر سه ایستگاه تقریباً ثابت و کم می‌باشد. برای ایستگاه‌های کشتارگاه، هراتبر و داشلی‌برون که شکل آنها آورده نشده است به ترتیب روند کاهش برای میانگین با واریانس ثابت، روند افزایشی برای هر دو میانگین و واریانس، و روند افزایشی برای میانگین با واریانس ثابت به صورت چشمی شناسایی شد.

۳-۲- تحلیل فراوانی

باتوجه به آنچه در بخش قبل به آن پرداخته شد عدم ایستایی ایستگاه‌های مورد مطالعه (بجز ایستگاه هوتن) مشخص شد. در این بخش به مقایسه تحلیل فراوانی با و بدون در نظر گرفتن شرایط ایستایی پارامترها خواهیم پرداخت. همانطور که پیش‌تر گفته شد فرض

حرکت خواهد کرد و مقادیر گشتاورهای میانگین، انحراف از معیار، چولگی و کشیدگی داده‌ها در داخل هر پنجره محاسبه خواهد شد. برای مثال در حالت اول داده‌ها از سال اول تا سال دهم در نظر گرفته می‌شود و پارامترهای مورد نظر محاسبه خواهد شد، سپس پنجره مورد نظر یک واحد به جلو حرکت خواهد و مجدداً گشتاورهای مورد نظر برای داده دوم تا یازدهم محاسبه خواهد گردید و به همین ترتیب تا آخرین داده هر ایستگاه این فرآیند ادامه پیدا خواهد کرد. بررسی تغییرات داده‌ها و گشتاورها در پنجره‌های ۱۰ ساله متحرک به خوبی توانست شدت تغییرات را به ویژه برای گشتاورهای اول و دوم داده‌ها (میانگین و انحراف از معیار) نشان دهد. شکل ۳ تغییرات داده‌ها و گشتاورها را برای دو ایستگاه نوده‌خرمالو و قتلش با بیشترین نالیستایی و ایستگاه هوتن به عنوان یک ایستگاه ایستا نمایش می‌دهد. باتوجه به شکل ۳ طول نمودارهای جعبه‌ای^{۲۱} در طول زمان برای ایستگاه نوده‌خرمالو از سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۹۱ و برای ایستگاه قتلش از سال ۱۳۷۶ شروع به افزایش کرده است که بیانگر افزایش واریانس داده‌ها می‌باشد. این در حالی است که طول نمودارهای جعبه‌ای برای ایستگاه هوتن به عنوان یک ایستگاه ایستا در طول زمان تقریباً ثابت است. همچنین

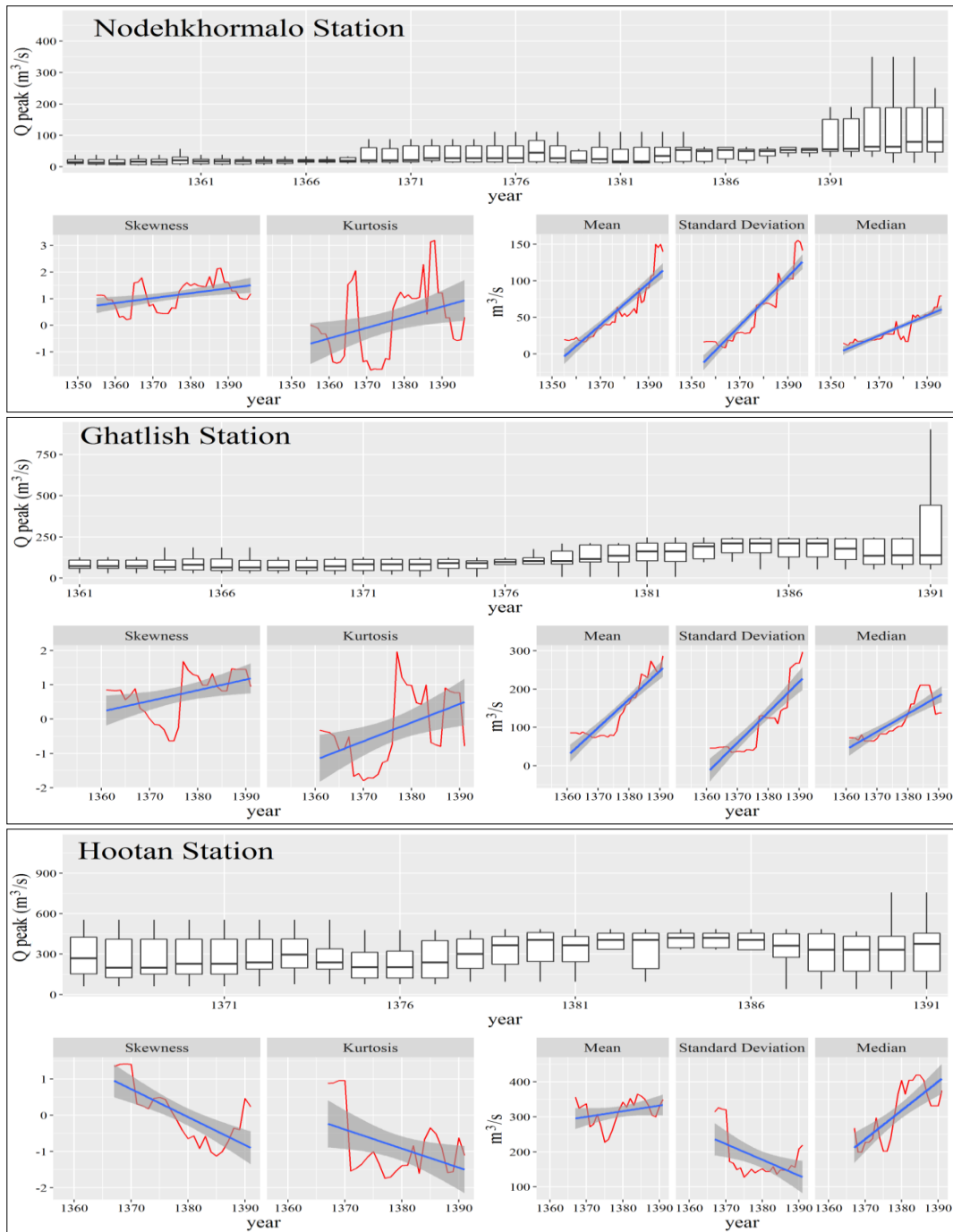


Fig. 3- Changes in annual peak flood and their moments in 10-years rolling windows. Gray bands denoted to 95% confidence level of trend regression.

شکل ۳- تغییرات دبی پیک سالانه و گشتاورهای آنها در پنجره‌های ۱۰ ساله متحرک. باند خاکستری رنگ بیانگر سطح اطمینان ۹۵٪ برای معادله رگرسیون روند می‌باشد.

خاطر نشان کرد که در جدول ۳ فقط بهترین سناریوها با معنی‌دارترین ضرایب و کمترین مقدار معیار اطلاعات آکائیک^{۳۳} ارائه گردیده است و به سایر مدل‌ها و سناریوها برای تغییرات پارامترها در طول زمان هرچند معنی‌دار اشاره‌ای نشده است. معنی‌داری ضرایب و معادلات رگرسیون

اساسی تحلیل فراوانی ناپایستا ثابت ماندن توزیع‌ها و تغییر پارامترهای آنها می‌باشد. باتوجه به نتایج بخش قبل مجهولات معادلات روند توابع پیوند، برای هر یک از پارامترهای مناسب‌ترین توزیع در هر ایستگاه با استفاده از روش MLM تعیین و در جدول ۳ ارائه گردیده است. باید

به دنبال تغییرات پارامترهای توزیعها مقادیر برآورد شده از چندکها و دوره بازگشتهای هم نظیر آنها نیز در طول زمان ثابت نخواهد بود از این حیث ممکن است برای طراحی یک سازه چندک صد ساله برآورد شده (با فرض ایستایی) برای چند سال مناسب باشد اما چنانچه شرایط نایستایی به هر طریقی و در هر جهتی (کاهش یا افزایش) در سیستم وجود داشته باشد، ممکن است سازه مورد نظر یا به حداکثر بهره‌وری نرسد و یا از بین برود. به عنوان مثال شکل ۵ تغییرات چندکها و دوره بازگشتهای هم نظیر آنها را برای ایستگاه نوده‌خرمالو تحت هر دو شرایط ایستایی و نایستایی نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است بخاطر تغییر پارامترهای توزیع احتمال داده‌های دبی پیک سالانه مقدار چندکها برای دوره بازگشتهای معین مانند ۲، ۱۰، ۵۰ و ۱۰۰ ساله یکسان نبوده و هر سال مقدار آن افزایش یافته است. بطور مشابه و برعکس برای چندکهای یکسان نیز در طول زمان دوره بازگشتها ثابت نبوده و کاهش پیدا کرده است.

برای تغییرات پارامترها در طول زمان توسط آزمون t مشخص شد. بطور کلی معنادار بودن ضرایب برای متغیر مستقل زمان (t) در جدول ۳ وجود عدم ایستایی را بصورت قطعی برای همه ایستگاهها (بجز ایستگاه هوتن) نشان داد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که نوع تغییرات در برخی از ایستگاهها نه تنها هر دو پارامتر μ و σ را در برمی‌گیرد بلکه نرخ تغییرات از حالت خطی نیز خارج شده و به صورت درجه دو می‌باشد. تغییر پارامترها در ایستگاه نوده‌خرمالو نمونه بارزی از شرایط نایستایی می‌باشد. در شکل ۴ تغییرات برای پارامترهای توزیع GEV برآزش داده شده به داده‌های ایستگاه نوده‌خرمالو اشاره شده است. علاوه بر این باتوجه به پهنای نوار سبز رنگ که بیانگر خطای استاندارد پارامترهای برآورد شده است، میزان عدم قطعیت بیشتر پارامتر شکل (v) نسبت به دو پارامتر دیگر (μ و σ) حتی در حالت نایستایی نیز به خوبی مشخص است و علت فرضیه ثابت در نظر گرفتن پارامتر شکل را برای حالت نایستایی نشان می‌دهد.

Table 3- The estimated parameters under both stationary and non-stationary assumptions

جدول ۳- پارامترهای برآورد شده برای هر دو فرض ایستایی و نایستایی

| Stations | Stationary Parameters | Non-stationary Parameters | | |
|---------------|---|---------------------------------------|--|---------------------|
| | | $g(\mu)$ | $g(\sigma)$ | $g(v)$ |
| Dashli_baroun | Gumbel ($\mu: 46.816^{***}$, $\sigma: 20.176^{***}$) | $1.694^{***}t + 22.23^{***}$ | $\exp(2.713^{***})$ | - |
| Ghatlish | GEV ($\mu: 79.87^{***}$, $\sigma: 60.19^{***}$, $v: 0.41^{***}$) | $0.07^{***}t^2 + 58.31^{***}$ | $\exp(0.05^{***}t + 3.05^{***})$ | 0.19* |
| Haratbar | GEV ($\mu: 40.25^{***}$, $\sigma: 18.98^{***}$, $v: 0.213^*$) | $1.10^{***}t + 24.31^{***}$ | $\exp(0.04^{***}t + 2.08^{***})$ | 0.10 |
| Hootan | GEV ($\mu: 230.9^{***}$, $\sigma: 159.36^{***}$, $v: 0.065$) | 230.9 ^{***} | $\exp(5.07^{***})$ | 0.065 |
| Koshtargah | Gamma ($\mu = \exp(5.5972^{***})$, $\sigma = \exp(-0.7859^{***})$) | $\exp(-0.008^{***}t^2 + 5.847^{***})$ | $\exp(-0.9205^{***})$ | - |
| Nodekhormalo | GEV ($\mu: 19.09^{***}$, $\sigma: 17.74^{***}$, $v: 0.882^{***}$) | $0.02^{***}t^2 + 9.66^{***}$ | $\exp(0.000943^{***}t^2 + 1.96^{***})$ | 0.66 ^{***} |

***، ** و * به ترتیب بیانگر سطح معناداری ضرایب توابع پیوند و پارامترهای توزیعها برای خطای نوع اول (α) کمتر از ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱ می‌باشد. ضرایب فاقد علامت در هیچ یک از سطوح اشاره شده معنی‌دار نبوده‌اند. نکته: پارامترهای جدول برای ضابطه‌های تعریف شده توزیعها در بسته‌های GAMLSS و extRemes می‌باشد و برای استفاده در سایر نرم‌افزارها ضابطه توزیعها باید معادل‌سازی شوند، برای مثال پارامترهای β و α توزیع Gamma در نرم‌افزار EasyFit به ترتیب معادل $\mu\sigma^2$ و $1/\sigma^2$ می‌باشند (Rigby et al., 2018).

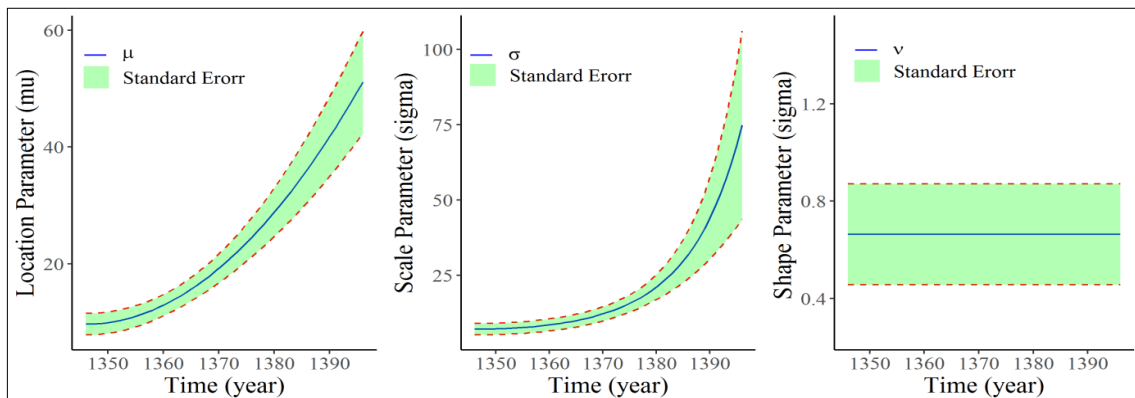


Fig. 4- Temporal change of GEV distribution's parameters at Nodekhormalo station

شکل ۴- تغییرات زمانی پارامترهای توزیع GEV در ایستگاه نوده‌خرمالو

نشان می‌دهد. همانطور که مشخص است در ایستگاه داشلی برون بخاطر روند خطی میزان تغییرات کم‌تر از دو ایستگاه قبل و در ایستگاه هوتن نیز بخاطر شرایط ایستایی چندک‌ها و دوره بازگشت‌ها کلاً بدون تغییر می‌باشند و صرفاً جهت درک بهتر به هر دو صورت ایستا و نایستا نمایش داده شده است. همچنین باید اشاره کرد که چندک‌ها و دوره بازگشت‌های داده‌های مشاهداتی - نقاط آبی رنگ در قسمت b شکل‌های ۵ تا ۸- بر اساس رابطه تجربی گرین‌گورتن به منزله اطمینان از مناسب بودن توزیع مورد نظر محاسبه شده‌اند. بطور خلاصه مقدار دبی طراحی ($Q_{99\%}$) برآورد شده از تحلیل فراوانی با و بدون درنظر گرفتن شرایط ایستایی و نایستایی داده‌ها برای هر یک از ایستگاه‌ها در جدول ۴ نمایش داده شده است.

۴- بحث و جمع‌بندی

پژوهش حاضر به عنوان اولین مطالعه در کشور با هدف معرفی روش‌هایی برای تشخیص نایستایی داده‌ها و تحلیل فراوانی تحت شرایط نایستایی به کمک مدل‌های جمعی تعمیم‌یافته (GAMLSS) انجام شد. نتایج پژوهش به خوبی نشان داد که دبی‌های برآورد شده تحت فرضیات ایستایی بکار گرفته شده در طراحی سازه‌های کنترل سیل در گذشته می‌توانند اختلاف زیادی با دبی سیلابی در شرایط نایستا که در آینده رخ می‌دهند داشته باشند. این امر به ویژه در کشور ما و در سال‌های اخیر به تکرار مشاهده گردیده است که سازه‌های هیدرولوژیکی در کنترل و مهار سیلاب‌ها ناکارآمد بوده‌اند. گرچه سدها بزرگ کشور در کنترل سیل موفق عمل نموده‌اند؛ اما به دلیل شرایط نایستا ممکن است در آینده نتوانند دبی‌های سیلابی بزرگتر از دبی طراحی خود را مدیریت کنند.

برای مثال دبی طراحی ($Q_{99\%}$) در حالت ایستا در این ایستگاه معادل ۸۰۵ متر مکعب بر ثانیه برآورد شده است؛ درحالی‌که برای حالت نایستایی مقدار دبی طراحی بر اساس اولین و آخرین سال آماری داده‌ها به ترتیب معادل ۲۲۴/۴۵ و ۲۳۲۲ متر مکعب خواهد بود (ابتدا و انتهای خط چین نارنجی رنگ دوره بازگشت صد سال در شکل ۵a) که بر اساس آخرین سال آماری $Q_{99\%}$ در حالت نایستا نزدیک به ۳ برابر $Q_{99\%}$ برآورد شده در حالت ایستا می‌باشد. همچنین می‌توان گفت مقدار دبی ۲۳۲۲ متر مکعب بر ثانیه در سال ۱۳۷۵ و قبل از آن دارای دوره بازگشت ۱۰۰۰ سال و بیشتر بوده است درحالی‌که در سال ۱۳۹۶ این دبی دوره بازگشت ۱۰۰ سال داشته است و در صورت ادامه روند در سال‌های بعد دوره بازگشت برای آن کمتر هم خواهد شد. به عبارت دیگر در صورتی که همین روند ادامه داشته باشد احتمال وقوع چنین دبی زیادی در سال‌های آینده بیشتر خواهد شد. به تعبیر دیگر، مقدار دبی با دوره برگشت ۱۰۰ ساله در سال‌های آینده با درنظر گرفتن نایستایی افزایش خواهد داشت. همچنین در برخی موارد ممکن است مانند ایستگاه کشتارگاه روند کاهشی برای دبی پیک وجود داشته باشد (شکل ۶). باتوجه به شکل ۶ در ارتباط با ایستگاه کشتارگاه میزان تغییرات چندک‌ها و دوره بازگشت‌ها و هم‌منظور داده‌های اصلی تا حدود سال ۱۳۷۴ با شیب نسبتاً کمی اتفاق افتاده است و بعد از آن هم داده‌های مشاهداتی و هم چندک‌های برآورد شده به صورت ناگهانی شروع به کاهش کرده‌اند. این امر ممکن است تا حد زیادی نتیجه عملیات‌ها و پروژه‌های آبخیزداری و احداث سد البرز از سال ۱۳۷۴ به بعد در بالادست این ایستگاه باشد.

شکل ۷ و ۸ تغییرات چندک‌ها و دوره بازگشت‌ها را به ترتیب برای ایستگاه‌های داشلی برون (با روند خطی ساده) و هوتن (بدون روند)

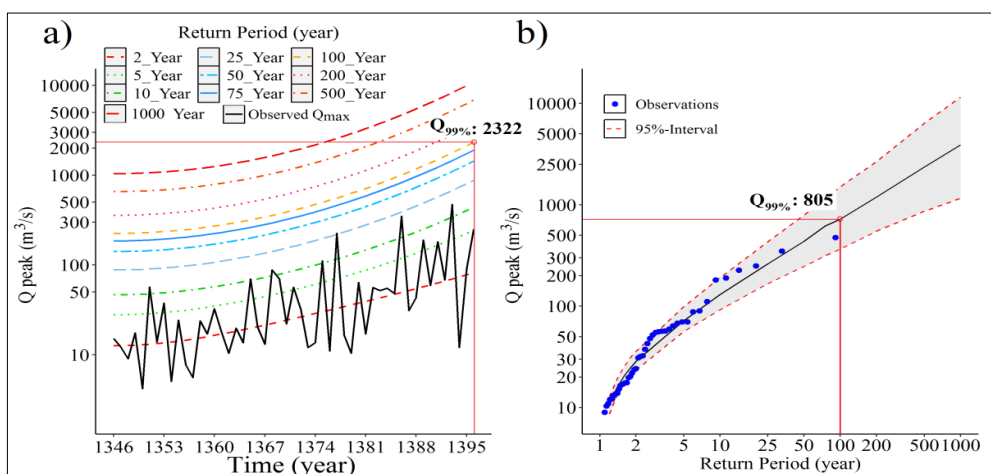


Fig. 5- Quantiles and return periods of annual peak flood under non-stationary (a) and stationary (b) assumptions at Nodekhormalo

شکل ۵- چندک‌ها و دوره بازگشت‌های دبی پیک سالانه ایستگاه نوده‌خرمالو با فرض نایستایی (a) و ایستایی (b)

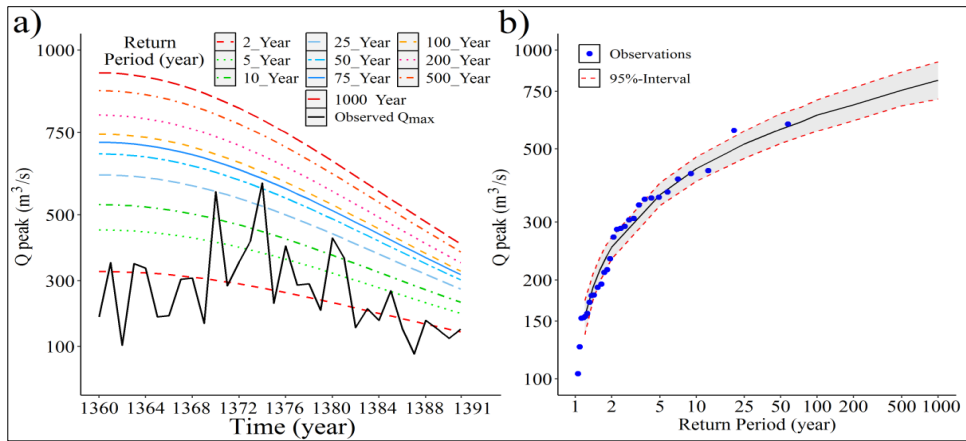


Fig. 6- Quantiles and return periods of annual peak flood under non-stationary (a) and stationary (b) assumptions at Koshtargah station

شکل ۶- چندک‌ها و دوره بازگشت‌های حداکثر دبی پیک سالانه ایستگاه کشتارگاه با فرض نایستایی (a) و ایستایی (b)

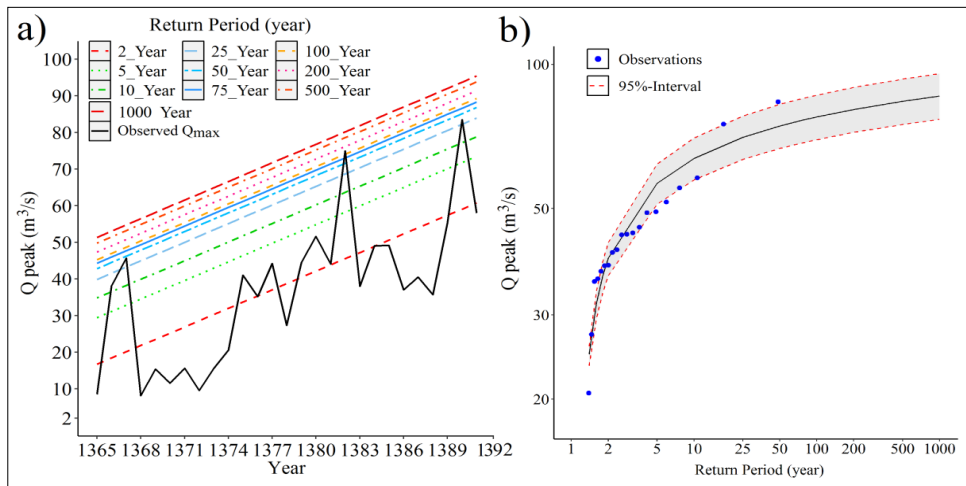


Fig. 7- Quantiles and return periods of annual peak flood under non-stationary (a) and stationary (b) assumptions at Dashli_Baroun station

شکل ۷- چندک‌ها و دوره بازگشت‌های حداکثر دبی پیک سالانه ایستگاه داشلی‌برون با فرض نایستایی (a) و ایستایی (b)

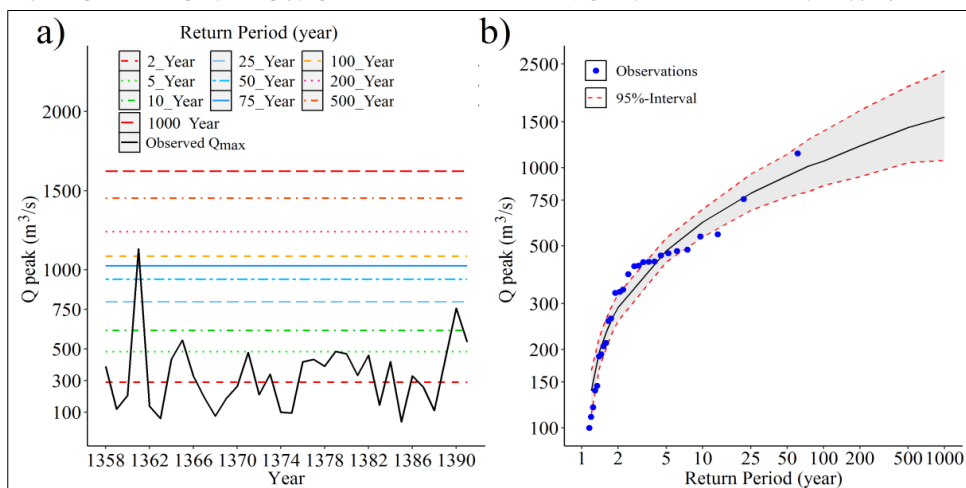


Fig. 8- Quantiles and return periods of annual peak flood under non-stationary (a) and stationary (b) assumptions at Hootan station

شکل ۸- چندک‌ها و دوره بازگشت‌های حداکثر دبی پیک سالانه ایستگاه داشلی‌برون با فرض نایستایی (a) و ایستایی (b)

Table 4- The estimated design quantile (100-year return period) for both stationary and non-stationary assumptions

جدول ۴- دبی طراحی (دوره برگشت ۱۰۰ ساله) برآورد شده برای هر دو فرض ایستایی و نایستایی

| Station | Stationary Assumption | | | Non-stationary Assumption | | |
|---------------|--------------------------------------|------------|----------------------|--------------------------------------|------------|----------------------|
| | Q _{99%} (m ³ /s) | | | Q _{99%} (m ³ /s) | | |
| | 95% Lower Confidence | Estimation | 95% Upper Confidence | 95% Lower Confidence | Estimation | 95% Upper Confidence |
| Dashli_baroun | 69.6 | 77.6 | 86.2 | 80.4 | 89.3 | 98.2 |
| Ghatlish | 534.5 | 893.9 | 1418.7 | 983.0 | 1372.3 | 1846.6 |
| Haratbar | 137.0 | 188.7 | 261.7 | 216.3 | 280.2 | 360.8 |
| Hootan | 645.5 | 886.53 | 1138.5 | 645.5 | 886.53 | 1138.5 |
| Koshtargah | 563.5 | 634.0 | 706.9 | 297.7 | 329.4 | 361.1 |
| Nodehkhormalo | 358.0 | 804.8 | 1491.6 | 977.1 | 2321.9 | 3617.2 |

همچنین در پژوهش حاضر ما ایستگاه‌های مورد مطالعه را برای پوشش دادن انواع شرایط ایستایی و نایستایی انتخاب کردیم. گرچه با توجه به بررسی منابع نایستایی بیشتر ناشی از نایستایی در متغیرهای اقلیمی و یا تغییرات کاربری و مدیریت آن بوده است، لذا لازم است مطالعه بیشتری در خصوص نایستایی سیل در کشور انجام شود و با روش‌های مناسب نسبت به تعیین سهم تغییرات اقلیمی و کاربری بر این نایستایی اقدام گردد. همچنین به منظور برنامه‌ریزی مدیریت سدهای کشور به ویژه سدهای بزرگ در آینده و همچنین احداث سازه‌های جدید انجام طراحی‌ها بر اساس تحلیل فراوانی نایستا قویاً توصیه می‌گردد.

۵- تشکر

اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق توسط آقای مهندس داوود محمدی در اختیار نویسندگان قرار گرفته که بدینوسیله از ایشان تشکر می‌گردد.

پی‌نوشت‌ها

- 1- Stationary
- 2- Mean
- 3- Standard Deviation (SD)
- 4- Skewness
- 5- Kurtosis
- 6- Design Quantile
- 7- Linear Moments Method (L-Moments)
- 8- Probability Weighted Moments (PWM)
- 9- Nonstationary
- 10- Maximum Likelihood Method (MLM)
- 11- Two-Stage Method (TSM)
- 12- Generalized Additive Model for Locations, Scale and Shape Parameters (GAMLSS)
- 13- Quantile Regression
- 14- Bayesian Hierarchical Estimation
- 15- Wald-Wolfowitz Test (WW-Test)

علت این امر طراحی این سازه‌ها با فرض ایستایی داده‌ها است. از این حیث استفاده از مدل‌های مناسب و روش‌های برآورد پارامتری نایستا برای برآورد دبی طراحی به منظور طراحی مناسب ابعاد و مقاومت سازه‌های هیدرولوژیکی نقش کلیدی خواهد داشت و می‌توان خسارات ناشی از سیلاب‌هایی که با فرض ایستایی غیرقابل انتظار تصور می‌شوند، درحالی‌که با در نظر گرفتن شرایط نایستایی قابل پیش‌بینی هستند را تا حد قابل قبولی با اقدامات مدیریتی و اجرایی کاهش داد. بطور کلی وجود عدم ایستایی و نادیده گرفتن آن باعث کاهش راندمان و عملکرد سازه‌ها و در مواردی حتی تخریب و واژگونی آنها می‌شود. باتوجه به اینکه در حالت نایستایی پارامترها، چندک‌ها و دوره بازگشت‌ها در حال تغییر می‌باشند دو استراتژی قابل کاربرد خواهد بود. در استراتژی اول طراحی سازه بر اساس چندک‌ها و پارامترهای برآورد شده در پایان عمر مفید مورد انتظار برای سازه دنبال می‌شود؛ بدین معنی که اگر عمر مفید برای یک سازه ۱۰۰ سال می‌باشد در مدل روند برای برآورد پارامترها مقدار متغیر t برابر $N + 100$ در نظر گرفته می‌شود که N تعداد سال‌های ثبت آمار ایستگاه می‌باشد. این استراتژی برای مکان‌هایی که نرخ بالایی از تغییرات و نایستایی دارند ممکن است مقرون به صرفه یا ایمن نباشد. در استراتژی دوم اقدامات مدیریتی و بلند مدت مد نظر خواهد بود بدین ترتیب که مدل روند برای متغیرهای مستقل و تأثیرگذار کمی به جز زمان در نظر گرفته می‌شود. این متغیرهای کمی می‌توانند مساحت کاربری‌ها و پوشش گیاهی حوضه، تراکم سال به سال زهکشی و ضریب رواناب حوضه، تغییرات متغیرهای اقلیمی مانند شدت بارندگی و غیره در نظر گرفته شوند. پس از آن باتوجه به ضرایب هر یک از این متغیرها در مدل روند، متغیرهای مستقلی که بیشترین اثر را بر روی عدم ایستایی داده‌ها داشته و قابل کنترل و مدیریت هستند را می‌توان شناسایی کرد و جهت تغییرات را با مدیریت و برنامه‌ریزی برای این متغیرها به سمت شرایط مطلوب کنترل کرد.

- Journal of the International Environmetrics Society 13(1):71-84
- El Adlouni S, Ouarda TB, Zhang X, Roy R, Bobée B (2007) Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model. *Water Resources Research* 43(3):1-13
- Mitosek HT, Strupczewski WG, Singh VP (2006) Three procedures for selection of annual flood peak distribution. *Journal of Hydrology* 323(1-4):57-73
- Modarres R, Sarhadi A, Burn DH (2016) Changes of extreme drought and flood events in Iran. *Global and Planetary Change* 144:67-81
- Rigby RA, Stasinopoulos DM (2005) Generalized additive models for location, scale and shape. *Journal of Applied Statistics* 54(3):507-554
- Rigby RA, Stasinopoulos DM, Heller G, De Bastiani F (2018) Distributions for modelling location, scale and shape: Using GAMLSS in R. URL www.gamlss.org.
- Saghafian B, Farazjoo H, Sepehry A, Najafinejad A (2006) Effects of land use change on floods in Golestan Dam Drainage Basin. *Iran-Water Resources Research* 2(1):18-28
- Strupczewski WG, Mitosek HT, Kochanek K, Singh VP, Weglarczyk S (2006) Probability of correct selection from lognormal and convective diffusion models based on the likelihood ratio. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 20(3):152-163
- Wald A, Wolfowitz J (1943) An exact test for randomness in the non-parametric case based on serial correlation. *The Annals of Mathematical Statistics* 14(4):378-388
- Yan H, Moradkhani H (2015) A regional Bayesian hierarchical model for flood frequency analysis. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment* 29(3):1019-1036
- Yan H, Moradkhani H (2016) Toward more robust extreme flood prediction by Bayesian hierarchical and multimodeling. *Natural Hazards* 81(1):203-225
- Zhang T, Wang Y, Wang B, Tan S, Feng P (2018) Nonstationary flood frequency analysis using univariate and bivariate time-varying models based on GAMLSS. *Water* 10(7):819p
- 16- Mann-Kendall Test (MK-Test)
- 17- Goodness of Fit
- 18- Kolmogorov-Smirnov Test
- 19- Link Functions
- 20- The Principle of Parsimony
- 21- Box Plot
- 22- Akaike Information Criterion

۷- مراجع

- Cheng L, AghaKouchak A, Gilleland E, Katz RW (2014) Nonstationary extreme value analysis in a changing climate. *Clim Change* 127(2):353-369
- Dong ND, Agilan V, Jayakumar KV (2019) Bivariate flood frequency analysis of nonstationary flood characteristics. *Journal of Hydrologic Engineering* 24(4)
- Farsadnia F, Rostami Kamrod M, and Moghadam Nia A (2012) Rainfall trend analysis of Mazandaran Province using regional Mann-Kendall test. *Iran-Water Resources Research* 8(2):60-70
- Hosking JRM (1990) L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* 52(1):105-124
- Jiang C, Xiong L, Xu CY, Guo S (2015) Bivariate frequency analysis of nonstationary low-flow series based on the time-varying copula. *Hydrological Processes* 29(6):1521-1534
- Karamouz M, Araghinejad S (2014) *Advanced hydrology*. Amirkabir University Press, 464p (In Persian)
- Koenker R, Hallock KF (2001) Quantile regression. *Journal of Economic Perspectives* 15(4):143-156
- Leclerc M, Ouarda TB (2007) Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged sites. *Journal of Hydrology* 343(3-4):254-265
- Li J, Lei Y, Tan S, Bell CD, Engel BA, 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
- Libiseller C, Grimvall A (2002) Performance of partial Mann-Kendall tests for trend detection in the presence of covariates. *Environmetrics: The Official*