

بررسی تغییرات بارش‌های حدی در استان تهران با استفاده از مدل مقادیر اوج‌های بالاتر از آستانه

ابراهیم احمدزاده^۱
خلیل ولیزاده کامران^۲
داود مختاری^۳
علی اکبر رسولی^۴

چکیده

در تحقیق حاضر، جهت بررسی و تحلیل روند رویداد حدی بارش در استان تهران طی دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۸۳، از تعدادی از نمایه‌های ارائه شده توسط کمیته ملی اقلیم‌شناسی سازمان هواشناسی جهانی استفاده شده است. رفتار دنباله توزیع رویداد حدی بارش و تحلیل فراوانی و شدت این رویداد، با استفاده از مدل مقادیر اوج‌های بالاتر از آستانه (POT) بررسی شد. انتخاب آستانه مناسب جهت محاسبه اوج‌های بالاتر از آن آستانه با استفاده روش‌های صدک ۹۵ام، نمودار میانگین باقیمانده عمر (MRL) و بازیابی مدل- پایه (MBC) انجام پذیرفت. تخمین پارامترهای توزیع با روش حداکثر درست‌نمایی و ارزیابی وقوع و شدت رویدادهای حدی با استفاده از میانگین فواصل زمانی بین رویدادها (ARIs) بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون من-کنندال نشان داد که در ایستگاه‌های مورد مطالعه روند معنی‌داری در نمایه‌های حدی بارندگی در دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۸۳ تجربه نشده است. بررسی منحنی‌های رشد نشان داد که در دوره آماری ۳۴ ساله (۲۰۱۶-۱۹۸۳) بیشتر رویدادهای حدی مشاهده شده در ایستگاه‌ها دوره بازگشت ۱ تا ۱۰ سال دارند. بررسی نمودارهای Q-Q و آماره χ^2 نشان داد که مدل POT قابلیت زیادی جهت مدل‌سازی رویدادهای حدی در منطقه مورد مطالعه دارد.

واژگان کلیدی: بارش حدی، مدل مقادیر اوج‌های بالاتر از آستانه (POT)، دوره بازگشت ARIs استان تهران.

مقدمه

یکی از عوامل مشخص‌کننده تغییرات اقلیمی، بروز تغییرات در پدیده‌های اقلیمی حدی از جمله تشدید چرخه‌ی هیدرولوژی، تغییر در فرکانس خشکسالی‌ها، سیل و گسترش تغییرات دامنه‌ی تحت پوشش سیل و خشکسالی در مناطق جدید است (محمدی، ۱۳۸۴: ۲۳). در سال‌های اخیر پژوهش‌های متعددی شامل بررسی روند حدهای دما و بارش و تغییرپذیری آن در نواحی مختلف جهان انجام شده است. برای توصیف دقیق ویژگی‌های مکانی و زمانی روزانه و حدی دما و بارش، سری زمانی با دوره تناوب طولانی و مقادیر همگن داده‌های روزانه مورد نیاز است (رحیم زاده و عسگری، ۱۳۸۳: ۱۲۲). از جمله مطالعات صورت گرفته در رابطه با نمایه‌های حدی اقلیمی دما و بارش می‌توان به این موارد اشاره کرد. یان و همکاران^۵ (۲۰۰۲) دریافته‌اند که تعداد روزهای سرد در چین در طی قرن بیستم تدریجاً

^۱ دانشجوی دکترا، گروه آب و هواشناسی ماهواره ای، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران

^۲ دانشیار گروه سنجش از دور و GIS، دانشکده برنامه ریزی و علوم محیطی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

Email : valizadeh@tabrizu.ac.ir -Tel: 09144123849

^۳ استاد گروه ژئومورفولوژی، دانشکده برنامه ریزی و علوم محیطی، دانشگاه تبریز

^۴ استاد گروه آب و هواشناسی، دانشکده برنامه ریزی و علوم محیطی، دانشگاه تبریز

کاهش و تعداد روزهای گرم از سال ۱۹۶۱ افزایش یافته است. در مطالعه لیو و همکاران^۱ (۲۰۰۵)، حدود دو سوم سری‌های زمانی ۱۹۶۱-۲۰۰۰ در نمایه‌های حدی در معرض روندهای افزایشی بوده‌اند. جونز و همکاران^۲ (۲۰۱۲) تغییرات شدید فصلی و سالانه بارش‌های حدی را در بریتانیا در دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۹) را مورد بررسی قرار دادند. نتیجه تحقیق آنها نشان داد که بارش‌های حدی در بریتانیا در فصل پاییز روند افزایشی دارد. همچنین اکثر بارش‌های حدی در اثر نفوذ نوسانات اطلس شمالی رخ می‌دهد.

دلیما و همکارانش^۳ (۲۰۱۳) به مطالعه تغییرات شاخص‌های حدی بارش در دوره ۱۹۴۱-۲۰۰۷ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که روند بارش‌های حدی سالانه و فصلی در این منطقه کاهش یافته است. همچنین روند دمای سطحی در این منطقه افزایشی بوده که این روند از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است. روده و همکاران^۴ (۲۰۱۴) تغییرپذیری زمانی و مکانی بارش‌های حدی ایران را با استفاده از تحلیل هارمونیک مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی نشان داد که در بیش‌تر مناطق ایران، عمدتاً تغییرات مقادیر حدی بارش دارای الگوی سالانه بوده است. بک و همکارانش^۵ (۲۰۱۵) در تحلیل‌های آماری بارش‌های حدی در سنگاپور مشخص کردند که بارش‌های سنگاپور ارتباط زیادی با شاخص‌های نوسان جنوبی و الینو دارد. مطالعات محققان مختلف در داخل ایران از جمله رستمیان (۱۳۷۵)، جهانبخش و ترابی (۱۳۸۳)، میرموسوی (۱۳۸۴)، منتظری (۱۳۸۸)، عساکره (۱۳۹۱)، خورشیددوست و همکاران (۱۳۹۶) نشان داد که جهت تغییرات در مقادیر حدی دمای حداقل، حداکثر و میانگین روزانه دما عمدتاً مثبت می‌باشند. مطالعات صورت گرفته در ارتباط با ارزیابی فرین‌های اقلیمی در ایران عمدتاً معطوف به بررسی وجود یا عدم وجود تغییرات معنی‌دار در شاخص‌های حدی بوده است اما این شاخصها قادر به تخمین دقیق مقادیر فرین در قسمت دم توزیع آماری نبوده و تغییرات فراوانی و شدت را از هم تفکیک نمی‌کنند بنابراین مدل‌های احتمالاتی برای تعیین عدم قطعیت و تفسیر داده‌ها با دوره‌های برگشت مختلف مورد نیاز است. از این رو نیاز به استفاده از مدل‌های آماری به منظور تعیین و برآورد فرآیندهای حدی احساس می‌شود که در این مطالعه به این موضوع در استان تهران پرداخته خواهد شد.

مبانی نظری

در اصطلاح هواشناسی و اقلیم‌شناسی، رویدادهای حدی حوادث جوی بسیار نادر و شدیدی هستند که اثرات شدیدی بر روی جامعه و سیستم‌های بیوفیزیکی دارند (IPCC, 2007).

برای به دست آوردن درک بهتری از تغییرات گذشته و پتانسیل تغییرات آینده پارامترهای اقلیمی، تجزیه و تحلیل در مقیاس زمانی روزانه مورد نیاز است. از این رو تئوری مقادیر حدی مدرن تلاش می‌کند تا اطلاعات موجود بیشتری درباره دنباله بالایی یک توزیع را به کار گیرد. در این زمینه رویکرد مقادیر اوج‌های بالاتر از یک حد آستانه (*POT*) اولین بار توسط هیدرولوژیست‌ها ارائه گردید، که از دو جزء تشکیل شده است: فرایند پواسون که وقوع یک رویداد حدی (یعنی مقدار بیش از حد آستانه) را کنترل می‌کند و توزیع پاریتو تعمیم یافته (*GPD*) برای مدل‌سازی میزان افراط از یک حد آستانه بالا (Katz, 2010: 170). در این روش، مقادیری که از یک مقدار آستانه بلند معلوم تجاوز می‌کنند، در نظر گرفته می‌شوند.

از آنجا که اکثر طرح‌های عملی در ارتباط با سطوح بازگشت بیش از ۱۰۰ سال می‌باشند، در حالی که سری‌های روزانه موجود کمتر از ۱۰۰ سال می‌باشند، لذا یک مدل جهت انجام برون‌یابی مورد نیاز است. توزیع‌های مختلفی برای برآورد مقادیر متوسط وجود دارد اما اکثر

¹.Liu et al

².Jones et a

³.Delima et al

⁴.Rodeh et al

⁵.Beck et al



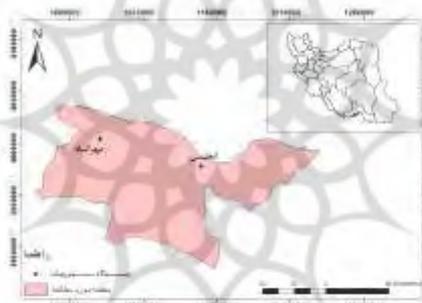
آنها ممکن است مقادیر حدی را به طور دقیق برآورد نکنند. توزیع مقدار حدی تعمیم یافته و توزیع پاریتوی تعمیم یافته عمدتاً جهت برآورد مقادیر حدی بالا طراحی گردیده و برآوردهای این توزیع‌ها در اغلب مواقع بسیار دقیق‌تر از سایر روشهاست.

داده‌ها و روشها

منطقه مورد مطالعه در تحقیق حاضر، استان تهران می‌باشد. استان تهران به مرکزیت شهر تهران، با وسعتی حدود ۱۲۹۸۱ کیلومتر مربع، بین ۳۴ تا ۳۶/۵ درجه عرض شمالی و ۵۰ تا ۵۳ درجه طول شرقی واقع شده است. داده‌های دو ایستگاه سینوپتیک ابعلی و مهرآباد طی دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۸۳ به صورت روزانه جهت استفاده در پژوهش حاضر انتخاب گردید. در جدول ۱، نام و مشخصات ایستگاه‌های مورد مطالعه درج گردیده است. شکل ۱، موقعیت منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. قبل از تجزیه و تحلیل، داده‌ها مورد کنترل کیفی و آزمون همگنی قرار گرفتند. در مواردی که به هر دلیلی در سری داده‌های مربوط به هر ایستگاه داده‌های ناقص وجود داشت، اقدام به بازسازی و تکمیل آنها گردید.

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های هواشناسی سینوپتیک مورد مطالعه

ردیف	نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع (متر)
۱	ابعلی	۵۳° ۵۱'	۳۵° ۴۵'	۲۴۶۵/۲
۲	مهرآباد	۱۹° ۵۱'	۳۵° ۴۱'	۱۱۹۱



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

تحلیل روند ناپارامتریک من - کندال و تخمین گر شیب Sen

در تحقیق حاضر، جهت بررسی و تحلیل روند رویدادهای حدی، از تعدادی از نمایه‌های ارائه شده توسط کمیته ملی اقلیم‌شناسی سازمان هواشناسی جهانی^۱ و برنامه تحقیقاتی تغییرپذیری و پیش‌بینی اقلیم^۲ که به اختصار *ETCCDMI* نامیده می‌شود، استفاده شده است. این نمایه‌ها بخشی از مجموعه نمایه‌های ارائه شده توسط گروه کاری سازمان جهانی هواشناسی در زمینه آشکارسازی تغییرات اقلیمی می‌باشند (Peterson et al., 2001: 341) که توسط پژوهشگران متعددی جهت تحلیل روند در نقاط مختلف کره زمین به کار گرفته شده‌اند.

به منظور تحلیل روند نمایه‌های حدی بارش، از آزمون ناپارامتریک من-کندال استفاده گردید. در این روش ابتدا آماره *K* به شرح زیر استخراج شد (Kumar et al., 2009: 176):

^۱ . World Meteorological Organization-Commission for Climatology(WMO-CCL)

^۲ . Research Program on Climate Variability and Predictability(CLIVAR)

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(X_j - X_i) \quad (1)$$

در رابطه فوق، n طول دوره آماری، X_i و X_j به ترتیب داده زام i ام سری زمانی و $\text{sgn}(x_j - x_i)$ تابع علامت بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

واریانس S از رابطه زیر محاسبه شد:

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (3)$$

آماره آزمون من-کندال، Z ، با توجه به مقدار S به دست آمده، به شرح زیر محاسبه گردید:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{V(S)}} & \text{for } S > 0 \\ 0 & \text{for } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{V(S)}} & \text{for } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

در بررسی حاضر این آزمون برای سطوح اعتماد ۹۵٪ و ۹۹٪ به کار گرفته شد. شیب خط روند (β) سری مربوط به رویدادهای حدی با استفاده از تخمین‌گر شیب Sen ، به شرح زیر برآورد گردید (Kumar et al., 2009: 176):

$$\beta = \text{median} \left[\frac{X_j - X_i}{j-i} \right] \quad (5)$$

مدل مقادیر اوج‌های بالاتر از حد آستانه (POT)

در روش POT ، ابتدا یک حد آستانه تعیین شده و سپس مقادیر بالاتر از این آستانه با توزیع پاریتوی تعمیم یافته برازش داده می‌شوند (Gilleland and Katz, 2006: 108). تابع چگالی احتمال این توزیع به شرح زیر است:

$$f(x) = \begin{cases} \sigma^{-1} \left(1 - \frac{\xi(x-u)}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi}-1}, & \xi \neq 0 \\ \sigma^{-1} \text{Exp}\left(-\frac{x-u}{\sigma}\right), & \xi = 0 \end{cases} \quad (6)$$

در رابطه فوق، ξ پارامتر شکل و σ پارامتر مقیاس و u حد آستانه می‌باشد. در رابطه فوق، $x-u$ بزرگ‌تر از صفر می‌باشد. در حالتی که $\xi=0$ باشد، توزیع از نوع نمایی با دنباله نازک و گشتاورهای متناهی است، در حالت $\xi < 0$ توزیع کران‌دار متناهی از نوع بتا و در حالت $\xi > 0$ توزیع از نوع پاریتو با دنباله ضخیم خواهد بود. تابع توزیع تراکمی GPD به شرح زیر است:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 - \frac{\xi(x-u)}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi}}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \text{Exp}\left(-\frac{x-u}{\sigma}\right), & \xi = 0 \end{cases} \quad (7)$$

در تحقیق حاضر، صدک نود و پنجم سری داده‌ها به عنوان آستانه اولیه در نظر گرفته شد (Coelho et al., 2008: 120; Friederichs, 2010, 211). سپس آستانه مورد نظر تحت آزمون قرار گرفت تا مناسب یا نامناسب بودن آن مشخص شود. در سال‌های اخیر دو روش بصری جهت انتخاب آستانه ابداع شده است که در تحقیق حاضر از روش‌های مذکور جهت اعتبارسنجی آستانه منتخب استفاده گردید. روش اول، نمودار میانگین باقیمانده عمر^۱ (MRL) است که همچنین با عنوان میانگین افراط مشروط^۲ (CME) نیز نامیده

^۱ . Mean Residual Life plot

^۲ . Conditional Mean Exceedance



می‌شود (Lechner et al., 1992: 229). در روش MRL ، میانگین افراط از آستانه در برابر آستانه (u) ترسیم می‌گردد. در این نمودار، مکان هندسی هر نقطه عبارت است از:

$$\left\{ \left(u, \frac{1}{n_u} \sum_{i=1}^{n_u} (x_{(i)} - u) \right) : u < x_{max} \right\}, \quad (8)$$

در رابطه فوق، $x_{(1)}, \dots, x_{(n_u)}$ شامل n_u مشاهده بالاتر از آستانه (u) بوده و x_{max} بزرگ‌ترین مقدار X_i ها (مشاهدات) می‌باشد (Lin, 2003: 98).

روش دوم برای انتخاب آستانه، بازبینی مدل - پایه^۱ (MBC) نامیده می‌شود. اگر توزیع یک سری زمانی منطبق با GPD باشد، در صورت تغییر حد آستانه، مقدار پارامتر شکل (ξ) و نیز مقدار پارامتر مقیاس اصلاح‌شده (σ^*)، ثابت خواهد ماند. مقدار σ^* به طریق زیر به دست می‌آید:

$$\sigma^* = \sigma_u - \xi_u \quad (9)$$

نحوه تخمین پارامترهای توزیع GPD به روش حداکثر درست‌نمایی

جهت تخمین پارامترهای توزیع، روش‌های متعددی نظیر گشتاورها، گشتاورهای احتمالی وزن‌دار، حداکثر درست‌نمایی و ... وجود دارد. با این حال روش حداکثر درست‌نمایی به عنوان کارآمدترین و کامل‌ترین روش برآورد پارامتر محسوب می‌شود (Rao and Hamed, 2000: 21). از این رو در پژوهش حاضر روش حداکثر درست‌نمایی مبنای کار قرار گرفت. تابع لگاریتم حداکثر درست‌نمایی برای توزیع GPD به شرح زیر است:

$$\log L(x; \sigma, \xi) = -N \log \sigma - (1 - \xi) \sum_{i=1}^N y_i \quad (10)$$

که در آن:

$$y_i = -\xi^{-1} \log(1 - \xi x_i / \sigma) \quad (11)$$

اگر از تابع ۱۰ نسبت به پارامترهای ξ و σ مشتق گرفته حاصل را مساوی هم قرار دهیم، دو معادله دومیجهولی به دست می‌آید. حل این دو دستگاه، مقادیر پارامترهای توزیع را به دست می‌دهد.

یکی از روش‌های مورد استفاده جهت ارزیابی وقوع و شدت رویدادهای حدی استفاده از میانگین فواصل زمانی بین رویدادها^۲ ($ARIs$) می‌باشد. مقادیر چندک برای دوره‌های بازگشت مختلف به شکل زیر برآورد گردید (Coles, 2001: 45):

$$\hat{x}_m = u + \frac{\sigma}{\xi} [(m \zeta_u \theta)^\xi - 1] \quad (12)$$

در رابطه فوق، m تعداد مشاهدات که به عنوان مثال برای دوره بازگشت ۱۰ سال برابر با 365×10 خواهد بود، ζ_u احتمال افراط از u و θ شاخص اکسترمال^۳ می‌باشد:

$$\zeta_u = \frac{n_u}{N} \quad (13)$$

^۱ . Model Based Check

^۲ . Average of Reoccurrence Intervals

^۳ . external index

$$\theta = \frac{n_c}{n_u} \quad (14)$$

در روابط فوق، N تعداد کل مشاهدات، n_u تعداد مقادیر بیش از آستانه u و n_c تعداد خوشه‌های به دست آمده می‌باشد. با استفاده از واریانس چندک، باند اطمینان برای چندک از رابطه زیر به دست آمد:

$$\hat{z}_m \pm 1.96 \text{ var}\sqrt{(\hat{z}_m)} \quad (15)$$

تجزیه و تحلیل

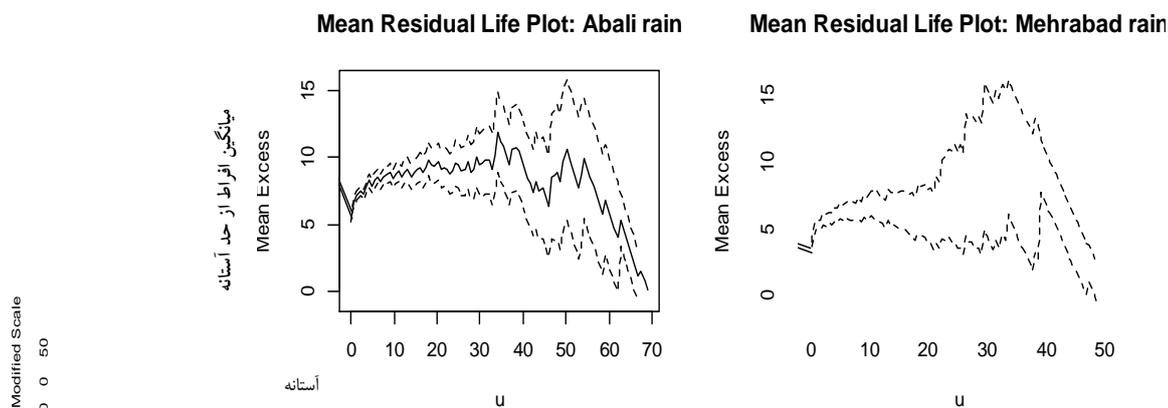
در جدول ۲، مقادیر آماره من-کندال نمایه‌های حدی بارندگی در ایستگاه‌های مورد مطالعه درج شده است. نتایج حاصل از آزمون من-کندال نشان داد که در ایستگاه‌های مورد مطالعه روند معنی‌داری در نمایه‌های حدی بارندگی در دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۸۳ تجربه نشده است. به استثنای اینکه در ایستگاه ابعلی کاهش تعداد روزهای خشک متوالی و در ایستگاه مهرآباد کاهش حداکثر بارش یک روزه ($PX1day$) در سطح ۹۰٪ معنی‌دار است. نمایه حداکثر بارش یک روزه در ایستگاه مهرآباد روند نزولی در سطح اطمینان ۹۰٪ با آهنگ ۱/۹ روز در دهه داشته است.

طی دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۸۳ در ارتباط با نمایه بیشترین مقدار بارش ۵ روزه متوالی روند معنی‌داری تجربه نشده است. نمایه مجموع بارش سالانه روزهای تر روند معنی‌داری نداشته است. تعداد روزهای با بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر ($R10$) و تعداد روزهای با بارش بیش از ۲۰ میلی‌متر ($R20$) و تعداد روزهای با بارش بیش از آستانه (Rnn) نیز در دو ایستگاه مورد مطالعه روند معنی‌داری ندارد.

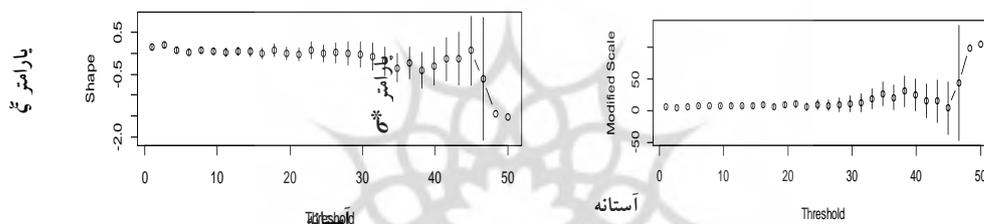
جدول ۲- مقادیر آماره من-کندال نمایه‌های حدی بارندگی (۲۰۱۶-۱۹۸۳).

کد	نام نمایه	ابعلی	مهرآباد
PX1day	بیشترین مقدار بارش ۱ روزه	۰/۷۷	-۱/۹۱
PX5day	بیشترین مقدار بارش ۵ روز متوالی	-۰/۰۴	۰/۵۵
SDII	نمایه ساده شدت روزانه	۰/۵	-۰/۹۲
R10	تعداد روزهای با بارش سنگین	۰/۷۹	-۰/۰۳
R20	تعداد روزهای با بارش سنگین	-۰/۱	-۱/۵۶
Rnn	تعداد روزهای با بارش سنگین	۰/۴۹	-۰/۸۷
CDD	روزهای خشک متوالی	-۱/۷	-۱/۱۱
CWD	روزهای تر متوالی	۱/۵۹	۰/۹۳
PRCPTOT	مجموع بارش سالانه روزهای تر	۰/۶۲	-۰/۴۷

در روش مقادیر اوج‌های بالاتر از حد آستانه (POT)، به منظور انتخاب آستانه مناسب (u)، صدک ۹۵ام داده‌ها به عنوان آستانه اولیه (u_0) در نظر گرفته شد و از طریق نمودارهای آزمون آستانه تحت بررسی قرار گرفت تا مناسب یا نامناسب بودن آن مشخص شود. نمودارهای آزمون آستانه شامل نمودار میانگین باقیمانده عمر (MRL) و نمودار بازبینی مدل- پایه (MBC) می‌باشند. که این نمودارها برای ایستگاه ابعلی در شکل‌های ۲ و ۳ نمایش داده شده است.



شکل ۲- نمودارهای MRL برای حداکثر بارش روزانه ایستگاه آبعلی (۱۹۸۳-۲۰۱۶).



شکل ۳- نمودارهای MBC برای حداکثر بارش روزانه ایستگاه آبعلی (۱۹۸۳-۲۰۱۶).

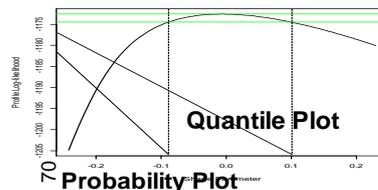
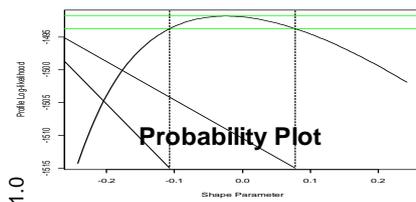
با دقت در نمودارهای MBC آبعلی مشخص می‌گردد که در آستانه ۱۰ میلی‌متر میزان انحراف در پارامترهای شکل و مقیاس اصلاح- شده بسیار کم بوده و نمودار از حالت ایستا برخوردار است. بنابراین عدد ۱۰ به عنوان حد آستانه در نظر گرفته شد. در شکل ۲، نیز نمودار MRL آبعلی، در آستانه‌های بالاتر از ۱۰ یک حالت خطی را نشان می‌دهد. بر این اساس عدد ۱۰ به عنوان مناسب‌ترین آستانه انتخاب شد.

بعد از حذف خوشه بندی، سری‌های زمانی مستقلی ایجاد گردید و سپس توزیع‌های GPD بر آنها برآزش داده شد. تخمین پارامترها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی انجام گرفت که نتایج آن همراه با خطای استاندارد در جداول ۳ درج شده است.

جدول ۳- پارامترهای مدل POT برای بارش‌های حدی در ایستگاه‌های منطقه (۱۹۸۳-۲۰۱۶).

ایستگاه	U	r	n_c	ζ_u	ϑ	پارامترهای GPD	
						ξ	σ
آبعلی	۱۰	۱	۴۸۷	۰/۰۳۶	۱/۰۷	-۰/۰۲ (۰/۰۵)	۱۰/۱۵ (۰/۶۷)
مهرآباد	۵	۱	۴۳۵	۰/۰۳۲	۱/۰۸	-۰/۰۱ (۰/۰۵)	۶/۹۴ (۰/۴۸)

همان‌طور که از جدول ۳ استنباط می‌شود، پارامتر شکل (ζ) که نشان‌دهنده رفتار دنباله توزیع GPD می‌باشد، در بارش‌های حدی در هر دو ایستگاه به صفر نزدیک شده است. شکل ۴ نمودارهای نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی برای پارامتر شکل بارش‌های حدی را نشان می‌دهد. با توجه به شکل مذکور، پارامتر شکل در ایستگاه آبعلی با فواصل اطمینان (۰/۰۸، -۰/۱۱) و ایستگاه مهرآباد با فواصل اطمینان (۰/۱۰، -۰/۰۹)، صفر را در برمی‌گیرد. بنابراین در این ایستگاه‌ها، توزیع دارای دنباله نازک با گشتاورهای متناهی است که به توزیع نمایی نزدیک است.



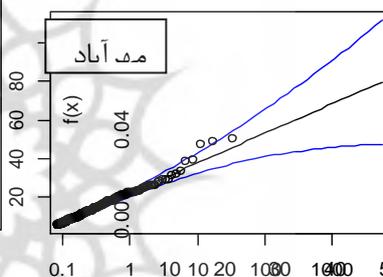
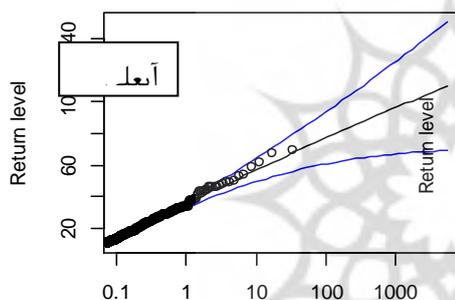
Quantile Plot

شکل ۴- نمودارهای نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی پارامتر شکل بارش حدی (راست: ابعلی، چپ: مهرآباد).

بر اساس جدول ۳، مقدار پارامتر مقیاس (σ) که تغییرپذیری توزیع را نشان می‌دهد، در ایستگاه ابعلی بیشتر از ایستگاه مهرآباد است. ارقام شاخص اکتراکشن (θ) در ارتباط با بارش‌های حدی در ایستگاه‌ها، ۱ نزدیک شده است که حاکی از این است که خودهمبستگی در سری زمانی بارش روزانه حذف شده است.

در برآزش تابع GPD بر روی داده‌های حدی، اگر پارامتر شکل β شود، مثبت باشد، منحنی رشد دست آمده، به صورت مقعر خواهد بود؛ اگر پارامتر شکل β برآورد شده منفی باشد، منحنی رشد به صورت محدب و اگر پارامتر شکل نزدیک صفر باشد، منحنی رشد به صورت خطی خواهد بود. در ایستگاه‌های مورد مطالعه در پژوهش حاضر برای بارش‌های حدی در منطقه مورد مطالعه، منحنی‌های رشد

تقریباً خطی هستند؛ به این دلیل $Density Plot$ شکل نزدیک به صفر بوده است (شکل ۵) **Return Level Plot** **Density Plot**



شکل ۵- منحنی‌های رشد بارش حدی با فاصله اطمینان ۹۵٪ در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۳. (نقاط مقادیر مشاهداتی، منحنی‌ها مقادیر برآورد شده با تابع GPD و خطوط اطراف، باند اطمینان را نشان می‌دهند).

با استفاده از روش نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی، باندهای اطمینان دقیق برای دوره‌های بازگشت مختلف چندک‌های رویدادهای حدی برآورد شده و در جداول ۴ درج گردیده است. با دقت در ارقام جداول مذکور مشخص می‌گردد که فواصل باندهای اطمینان به دست آمده از مدل POT کمتر و میزان تقارن در باندها بیشتر است. از این رو، حتی در دوره‌های بازگشت بالا نیز مدل POT نتایج قابل قبولی را ارائه کرده است.

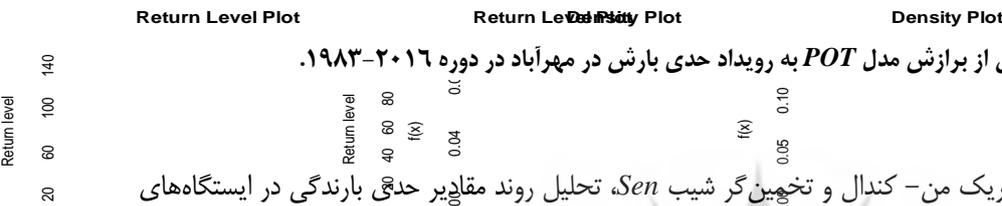
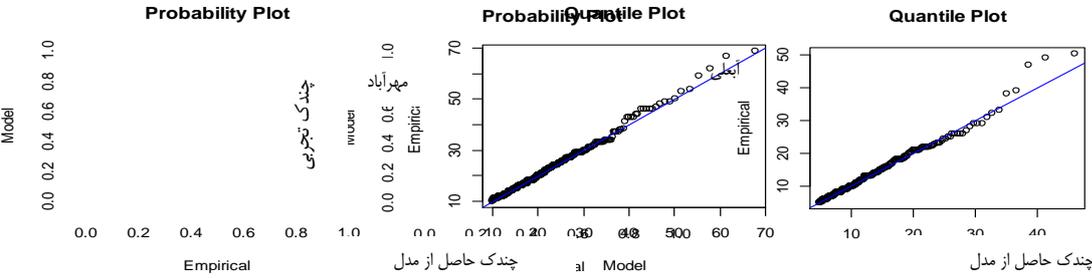
جدول ۴- مقادیر چندک بارش‌های حدی روزانه با مدل POT بر حسب میلی‌متر در دوره‌های بازگشت مختلف در ایستگاه‌های مورد مطالعه.

ایستگاه	۵ سال	۱۰ سال	۲۵ سال	۵۰ سال	۱۰۰ سال
ابعلی	۵۰/۵ (۴۶/۲ ، ۵۷/۳)	۵۶/۸ (۵۱/۱ ، ۶۶/۴)	۶۵/۰ (۵۷/۰ ، ۷۹/۳)	۷۱/۱ (۶۱/۱ ، ۸۹/۶)	۷۷/۰ (۶۵/۰ ، ۱۰۰/۶)
مهرآباد	۳۲/۹ (۲۹/۸ ، ۳۷/۹)	۳۷/۶ (۳۳/۵ ، ۴۴/۷)	۴۳/۸ (۳۸/۰ ، ۵۴/۵)	۴۸/۵ (۴۱/۲ ، ۶۲/۶)	۵۳/۱ (۴۴/۲ ، ۷۱/۲)

اعتبارسنجی مدل POT با استفاده از نمودارهای $Q-Q$ و آزمون کی‌دو (χ^2) انجام گرفت. نمودارهای $Q-Q$ برای رویداد حدی بارش در ایستگاه‌های ابعلی و مهرآباد ترسیم گردیده و در شکل ۶ نشان داده شده است. صحت مدل POT برآزش داده شده به رویدادهای حدی، با استفاده از نمودارهای $Q-Q$ مورد تأیید قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون کی‌دو (χ^2) نیز، بیانگر این است که χ^2 محاسباتی ایستگاه ابعلی (۰/۲۵) و مهرآباد (۰/۰۲) کمتر از مقدار بحرانی χ^2 در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ (۳/۸۴) می‌باشد. به طوری که بر اساس



نمودارهای $Q-Q$ و آماره χ^2 می‌توان نتیجه گرفت که مدل POT قابلیت زیادی جهت مدل‌سازی رویدادهای حدی در منطقه مورد مطالعه دارد.



شکل ۶- نمودارهای $Q-Q$ پس از برازش مدل POT به رویداد حدی بارش در مهرآباد در دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۳.

بحث و بررسی

در این تحقیق با استفاده از آزمون ناپارامتریک من-کندال و تخمین گر شیب Sen ، تحلیل روند مقادیر حدی بارندگی در ایستگاه‌های آبدلی و مهرآباد انجام گرفت. طبق نتایج حاصل از آزمون من-کندال ۷۰ نمایه روزهای متوالی (CDD) کاهش معنی‌داری با نرخ ۸/۵ روز در دهه در ایستگاه آبدلی را نشان داد. اما در نمایه روزهای تر متوالی (CWD) روندهای افزایشی معنی‌دار نیست. همچنین نمایه شدت روزانه ($SDII$) فاقد روند معنی‌دار است. نمایه حداکثر بارش یک روزه در ایستگاه مهرآباد روند نزولی در سطح اطمینان ۹۰٪ با آهنگ ۱/۹ روز در دهه داشته است. پارامتر شکل در ایستگاه آبدلی با فواصل اطمینان (۰/۰۸، -۰/۱۱) و ایستگاه مهرآباد با فواصل اطمینان (۰/۱۰، -۰/۰۹)، صفر را در برمی‌گیرد. بنابراین در این ایستگاه‌ها، توزیع دارای دنباله نازک با گشتاورهای متناهی است که به توزیع نمایی نزدیک است.

بررسی منحنی‌های رشد نشان داد که در دوره آماری ۳۴ ساله (۱۹۸۳-۲۰۱۶) بیشتر رویدادهای حدی مشاهده شده در ایستگاه‌ها دوره بازگشت ۱ تا ۱۰ سال دارند. در دوره‌های بازگشت بالاتر، مشاهدات کمتری به وقوع پیوسته‌اند. همچنین باندهای اطمینان منحنی-های رشد بارش حدی نشان داد که انحراف مدل POT حتی در دوره‌های بازگشت بالا کمتر است. اما با بالا رفتن دوره بازگشت، فواصل باند اطمینان افزایش می‌یابد. این امر نشان‌دهنده این است که با بالا رفتن دوره بازگشت، عدم قطعیت در نتایج افزایش می‌یابد که ناشی از برونیابی داده‌ها در مقیاس فراتر از محدوده زمانی دوره آماری مورد مطالعه (۳۴ سال) می‌باشد. باندهای اطمینان نشان داد که دوره‌های بازگشت محاسبه شده پس از ۱۰۰۰ سال، بیش از حد غیر قابل اعتماد برای استفاده در برنامه‌های کاربردی و عملی است.

بررسی نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی نشان داد که با افزایش دوره بازگشت از میزان تقارن نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی کاسته می‌شود. با این حال حتی در دوره‌های بازگشت بالاتر، میزان تقارن نسبتاً بیشتر است. این امر به این دلیل است که مدل PO از اطلاعات بیشتری استفاده می‌کند و فقط به یک حداکثر داده در هر سال اکتفا نمی‌کند؛ چرا که ممکن است در یک سال بخصوص، چندین رویداد حدی بالاتر از حد آستانه رخ داده باشد.

نتیجه گیری

هدف پژوهش حاضر، بررسی تغییرات شدت و فراوانی بارش‌های حدی در استان تهران طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۳ می‌باشد. در این زمینه مطالعه روند نمایه حدی بارندگی نشان داد که در ارتباط با بارش‌های حدی، بیشتر نمایه‌ها در منطقه روند نزولی داشته‌اند. مطالعه رفتار دنباله توزیع رویدادهای حدی و تحلیل فراوانی و شدت این رویدادها، با استفاده مقادیر اوج‌های بالاتر از آستانه نشان داد که در منطقه مورد مطالعه فراوانی بارش‌های حدی کاهش داشته است. نتایج این بخش از تحقیق مطابقت زیادی با کار رحیم زاده و همکاران (۲۰۰۹) دارد که روندهای منفی برای نمایه‌های حدی سرد و نمایه‌های حدی بارش و روندهای مثبت برای نمایه‌های حدی گرم در ۲۷ ایستگاه سینوپتیک ایران گزارش را کرده‌اند. تحقیق رحیم زاده و هدایت دزفولی (۱۳۹۰) نیز تشدید گرمایش و کاهش بارش به همراه نوسانات شدید بارش و مقادیر حدی دما در استان هرمزگان و تحقیق محمدی و تقوی (۱۳۸۴) افزایش فراوانی نمایه‌های حدی گرم و کاهش شاخص‌های حدی سرد در شهر تهران را تأیید نموده است. معروفی و همکاران (۲۰۱۱) نیز در بررسی روند رویدادهای حدی در سواحل شمالی و جنوبی ایران به نتایج مشابهی دست یافته‌اند. همچنین ارزیابی وقوع و شدت رویدادهای حدی بارش با استفاده از میانگین فواصل زمانی بین رویدادها^۱ (*ARIs*) نشانگر دوره‌های بازگشت ۱ تا ۱۰ ساله برای بارش‌های حدی می‌باشد. در نهایت نمودارهای *Q-Q* و آزمون کی‌دو (χ^2) حاصل نشان داد که مدل POT قابلیت زیادی جهت مدل‌سازی رویدادهای حدی بارش در منطقه مورد مطالعه دارد.



¹ . Average of Reoccurrence Intervals



منابع و ماخذ

- جهانبخش اصل، سعید؛ ترابی، سیما. ۱۳۸۳. بررسی و پیش بینی تغییرات دما و بارش در ایران. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۳ (۷۴): ۱۲۵-۱۰۴.
- رحیمزاده، فاطمه؛ هدایت دزفولی، اکرم؛ پوراصغریان، آرزو، (۱۳۹۰)، ارزیابی روند و جهش نمایه‌های حدی دما و بارش در استان هرمزگان. جغرافیا و توسعه. شماره ۲۱: ۹۷-۱۱۶.
- رحیمزاده، فاطمه و عسگری، احمد، (۱۳۸۳)، نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه روزی دما در کشور، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۳، صص ۱۷۱-۱۵۳.
- رستمیان، حمید. ۱۳۷۵. بررسی تغییرات سواحل جنوبی دریای خزر (با تأکید بر دما و بارش). پایاننامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم جغرافیایی، دانشگاه تربیت معلم تهران.
- عساکره، حسین. ۱۳۹۱. تغییر توزیع فراوانی بارش‌های فرین شهر زنجان. جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی. سال ۲۳، شماره ۱: ۶۶-۵۱.
- محمدخورشید دوست، علی، رسولی، علی‌اکبر، زنگنه، سعید، (۱۳۹۶)، مدل سازی و روندیابی شاخص‌های حدی دما و بارش حوضه آبریز دریاچه ارومیه، مجله مخاطرات محیط طبیعی، شماره ۶. صفحه ۱۹۴-۱۷۵.
- محمدی، حسین، تقوی، فرناز، (۱۳۸۴)، روند شاخص‌های حدی دما و بارش در تهران، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۵۳، صص ۱۷۲-۱۵۱.
- منتظری، مجید. ۱۳۸۸. تحلیل زمانی - مکانی بارش‌های فرین روزانه در ایران. جغرافیا و برنامه‌ریزی محیطی. سال ۲۰، شماره پیاپی ۳۴، شماره ۲: ۱۴۰-۱۲۵.
- میرموسوی، سید حسین. ۱۳۸۴. مطالعه نوسانات دما و بارش در منطقه شمال غرب ایران به منظور ارزیابی روند تغییر عناصر اقلیمی. رساله دکتری، دانشگاه تبریز، گروه جغرافیای طبیعی.
- Beck, F., Bárdossy, A., Seidel, J., Müller, T., Sanchis, E. F., Hauser, A (2015) Statistical analysis of sub-daily precipitation extremes in Singapore. *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 3: 337-358
- Coelho, C. A. S.; Ferro, C. A. T.; Stephenson, D. B.; Steinskog, D.J. 2008. Methods for exploring spatial and temporal variability of extreme events in climate data. *Journal of Climate* 21: 2072-2092.
- Coles, S. 2001. *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer, London.
- De Lima, M. I. P., Santo, F. E., Ramos, A., De Lima, L.M.P., 2013. Recent Changes in Daily Precipitation and Surface Air temperature Extremes in Mainland Portugal, in the Period 1941–2007. *Atmospheric Research* 127, 195–209.
- Friederichs, P. 2010. Statistical downscaling of extreme precipitation events using extreme value theory. *Extremes* 13:109–132, DOI 10.1007/s10687-010-0107-5.
- Gilleland, E.; Katz, R.W. 2005a. Extremes toolkit (extRemes): weather and climate applications of extreme value statistics. NCAR. <http://www.isse.ucar.edu/extremevalues/tutorial.pdf>.
- IPCC-TGICA. 2007. *General Guidelines on the Use of Scenario Data for Climate Impact and Adaptation Assessment. Version 2*. Task Group on Scenarios for Climate Assessment. Intergovernmental Panel on Climate Change.
- Jones, R. Hayley J. Fowler, Christopher, G. Kilsby and Stephe Blenkinsop, (2012). An assessment of changes in seasonal and annual extreme rainfall in the UK between 1961 an 2009. *J.Climatology*. DOI: 10.1002/joc.3503
- Katz, R.W. 2010. Statistics of extremes in climate change. *Climate Change* 100: 71-76.

- Kumar, S.; Merwade, V.; Kam J.; Thurner, K. 2009. Stream flow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. *Journal of Hydrology* 374:171-183.
- Klein Tank et al. (2006): "Changes in Daily Temperature and Precipitation Extremes in Central and South Asia", *Journal of Geophysical Research* 111: D16105, DOI: 10.1029/2005JD006316.
- Lin, X.G. 2003. Statistical modeling of severe wind gust, *International Congress on Modelling and Simulation. Townsville* 2: 620-625.
- Liu B, Xu M, Henderson M, Qi Y. (2005): "Observed Trends of Precipitation Amount, Frequency, and Intensity in China", 1960-2000. *Journal of Geophysical Research* 110: D08103, Doi: 10.1029/2004 JD 00 4864.
- Lechner, J.A.; Leigh, S.D.; Simiu, E. 1992. Recent approaches to extreme value estimation with application to wind speeds. Part I: the Pickands Method. *Journal of Wind Engineering and Industrial Aerodynamics* 41-44: 509-519.
- Marofi, S.; Sohrabi, M.M.; Mohammadi, K.; Sabziparvar, A.A.; Zare Abyaneh, H. 2011. Investigation of meteorological extreme events over coastal regions of Iran. *Theoretical and Applied Climatology* 103:401-412, DOI 10.1007/s00704-010-0298-3.
- Nandintsetseg B, Greene J.S, Goulden C.E. (2007): "Trends in Extreme Daily Precipitation and Temperature Near Lake Hovsgol", *Mongolia, International Journal of Climatology*, 27: 341-347.
- Peterson, T. C.; Folland, C.; Gruza, G.; Hogg, W.; Plummer, N. 2001. Report on the activities of the Working Group on Climate Change Detection and Related Rapporteurs 1998-2001. Rep. WCDMP-47, WMO-TD 1071, 143 pp. World Meteorol. Org., Geneva.
- Rao, A. R.; Hamed, K. H. 2000. *Flood Frequency Analysis*, CRC Press.
- Rodeh, H., Yosefi, Y., Masompur Samakosh, J., and Faizi, V. 2014. Spatiotemporal variability of extreme precipitation in Iran. *J. Geograph. Plan.* 25: 2. 25-36.
- Yan, Z. and Coauthors. (2002): Trends of Extreme temperatures in Europe and China Based on daily Observations. *Climatic Change*, 53, 355-392-Karl TR, Nicholls N, Ghazi A. (1999): CLIVAR/GCOS/WMO: Workshop on Indices and Indicators for Climate Extremes, *Climate Change*, 42: 3-7.