

واکاوی زمانی - مکانی بارش‌های حدی مناطق غربی ایران

دکتر غلامعلی مظفری*^۱، شهاب شفیع^۲

^۱ دانشیار آب و هواشناسی دانشگاه یزد

^۲ دانشجوی دکتری آب و هواشناسی دانشگاه یزد

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۶/۱۳

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱/۲۷

چکیده

بارش از جمله عناصر اقلیمی است که در بُعد زمان و مکان دارای تغییرات بسیاری است. در این بین مطالعه بارش‌های حدی به سبب اثرات مخرب و زیانبار آن، دارای اهمیت بسزائی است. هدف این مطالعه شناسایی و تحلیل روند و شیب روند بارش‌های حدی مناطق غربی ایران است، که برای رسیدن به این هدف، داده‌های بارش ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی (استان‌های: کرمانشاه، همدان، ایلام، لرستان و کردستان)، در طول دوره آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۱) مورد استفاده قرار گرفت و آستانه سالانه بارش‌های حدی غرب کشور به روش توزیع تعمیم یافته حدی برای مناطق غربی ایران ۲۲ میلیمتر برآورد گردید. روند بارش‌های حدی برای هر ماه در طول دوره آماری مورد پژوهش مناطق غربی با استفاده روش ناپارامتریک من کندال شناسایی و مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که فراوانی روزهای بارش‌های حدی در ۱۲ ماه سال در طول دوره آماری مورد مطالعه روند منفی و کاهشی داشته بجز در قسمت کوچکی از استان ایلام که کلا روند مثبت و افزایشی داشته است در ماه‌های خرداد تا شهریور تقریباً نیمی از مناطق غربی هیچ روندی مشاهده نشد و شیب تغییرات سایر مناطق با روند منفی بین ۰ تا ۱۰ روز بوده است، در ماه‌های آذر و بهمن حدود ۵ درصد منطقه مورد مطالعه دارای روند افزایشی بوده و در آذر ماه این روند افزایشی در نیمه غربی استان کرمانشاه مشاهده شد و در بهمن ماه این روند مثبت در قسمت شمال غربی استان کردستان مشاهده گردید که این مناطق منطبق بر ارتفاعات زاگرس هستند.

کلید واژه‌ها: بارش حدی، روند زمانی - مکانی، توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته، غرب ایران

مقدمه

بارش از مهم‌ترین و متغیرترین عناصر اقلیمی است که از جنبه‌های مختلف در علوم محیطی به خصوص هواشناسی و اقلیم‌شناسی مورد بررسی قرار می‌گیرد. این عنصر به میزان قابل توجهی در بستر زمان و مکان تغییر می‌کند. میزان تغییرپذیری رخدادهای حدی بارش دارای دامنه و اثرات بیشتر و همچنین پیامدهای مهم‌تری است. اکوسیستم‌ها و ساختارهای فیزیکی جوامع انسانی با شرایط اقلیمی بهنجار تنظیم شده‌اند و در زمان رخداد پدیده‌های

حدی اقلیمی، به ندرت می‌توانند خود را تجهیز و آماده کنند. از این رو تغییرپذیری زمانی بارش به ویژه بارش‌های حدی دارای اثرات اقتصادی بسیاری است. این تغییرپذیری در مقیاس‌های مختلف، علت اصلی سیلاب‌ها و خشکسالی‌ها به حساب می‌آید (ردریگز و همکاران، ۱۹۹۸، ۲۹۹: تقوق و محمدی ۱۳۸۵، ۱۱). تغییرات اقلیمی تأثیر زیادی بر چرخه هیدرولوژیکی و در نتیجه بر منابع آب، فراوانی و شدت خشکسالی و سیل، محیط‌های طبیعی، جامعه و اقتصاد دارد (رضیئی و همکاران، ۱۳۸۴: ۷۳). بر طبق IPCC (۲۰۰۷)، یک رخداد هواشناسی حدی "یک رخداد است که در مکان و زمان خاصی در سال نادر است. "تعاریف "نادر" می‌توانند متغیر باشند. برحسب اهداف، روش‌ها و نوع عنصر اقلیمی مورد بررسی، تعاریف بیشماری و متنوعی از حدهای اقلیمی انجام شده است. بنسناد (۲۰۰۶، ۶۳۲) معتقد است که رویداد حدی به شرایط یا رویدادهای شدید غیرمعمول فیزیکی گفته می‌شود که به لحاظ آماری مقادیر بزرگ یا کوچک عناصر یک مجموعه را شامل می‌شود. بکر و همکاران (۲۰۰۷، ۱۴۰) نیز معتقدند که رویداد حدی به رویدادی گفته می‌شود که مقدار آن از یک آستانه فراتر می‌رود و برای یک متغیر فرضی در یک دوره معین، مشاهداتی بیشتر یا کمتر از حد معمول رخ داده بتوان در نواحی مختلف، آستانه‌های متفاوتی برای آن‌ها تعریف نمود بنابراین رویدادهای حدی جوی به حوادث نادر و دور از شرایط بهنجار گفته می‌شود (بارتولینی و همکاران، ۲۰۰۸، ۱۷۵۲). یک رویداد بارشی حدی باید نادرتر از صدک دهم یا نودم تابع تراکم بارش حدی احتمالی مشاهده شده باشد، یا ممکن است از طریق رویکرد های اماری در قالب مقادیر فرین یا مقادیر حدی در روش های آستانه ای (POT) تعریف شود (بنیستون و همکاران، ۲۰۰۷). علاوه بر این، رویداد بارش حدی ممکن است از منطقه ای به منطقه دیگر متغیر باشد (IPCC¹ 2007). به دلیل پیامدها، ناهنجاری‌ها و تهدیدهای حاصل از فراوانی، تداوم و شدت عناصر و پدیده‌های جوی - اقلیمی (به عنوان جدی‌ترین چالش‌های جوامع انسانی سده اخیر) این پدیده‌ها در کانون توجه بسیاری شاخه‌های دانش بشری قرار گرفته و از اهمیت شایان توجهی هستند. به طوری که بعضا از فرین‌های جوی-اقلیمی با عنوان چالش‌های اجتماعی نیز یاد کرده، بعضا توسعه اقتصادی پایدار و شرایط زیستی مناسب را به توانایی مدیریت مرتبط با فرین‌ها می‌دانند. به عنوان مثال آب شناسان بر این باورند که حتی تغییر کم در فرین‌های بارندگی، مجموع فصلی بارش هر نقطه و تامین آب آشامیدن را متأثر می‌سازد (لیمن و همکاران، ۲۰۰۹). بواسطه اهمیت تغییرپذیری مکانی و زمانی بارش و به ویژه بارش‌های حدی و نقش آن در ارتباطات و مخاطرات اقتصادی مناطق و مشکلات امنیت غذایی و بسیاری موارد دیگر در سال‌های اخیر این موضوع مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گرفته است (اوپولا و کرکایدیس، ۲۰۰۳، ۳۲۸). "فریچ و همکاران"^۲ (۲۰۰۲) از شاخص های صدک مشابهی برای تعیین تغییرات در بارش حدی از یک پایگاه داده ای گسترده استفاده کردند که این پایگاه "همپشایر شمالی" و استرالیا را در بر می‌گیرد. "کلین تانک" و "کونن"^۳ (۲۰۰۳) با استفاده از هفت شاخص بارش، روزهای بارندگی حدی اروپا را در دوره ۱۹۹۹-۱۹۴۶ مورد مطالعه قرار دادند که سه تا از این شاخص ها بر اساس آستانه های صدک بودند. "شمیدلی" و "فری"^۴ (۲۰۰۵)، بارش سنگین

¹ Intergovernmental Panel on Climate Change

² Libmann et al

³ Frich et al

⁴ Klein Tank and Können

⁵ Schmidli and Frei

زمستانی و پاییزی سوئیس با استفاده از یک شاخص بارندگی حدی صدک-محور را مورد بررسی قرار دادند. "تبالدی و همکاران"^۱ (۲۰۰۶) بر اساس تحلیل چهار شاخص حدی، تغییراتی در حدود بارش جهانی مشخص کردند. "کیسلی"^۲ (۲۰۰۹) با استفاده از شاخص‌های بارش صدکی ۹۰ ام و ۹۵ ام به تغییرات مربوط به بارش‌های سنگین در جمهوری چک اشاره کرد. آناگستوپولو و تولیکا^۳ (۲۰۱۱) آستانه بارش‌های حدی ۶۵ ایستگاه هواشناسی منطقه اروپا را با استفاده از دو روش پارامتریک (صدک ۹۹ و ۹۵) و ناپارامتریک (مقادیر حدی تعمیم یافته، شاخص پراکندگی و توزیع پارتو تعمیم یافته) بررسی کردند آنها نتیجه گرفتند که روش‌های پارامتریک مناسب‌تر از روش‌های ناپارامتریک هستند و آستانه بارش‌های حدی اروپا را ۳۰ میلی‌متر تعیین کردند. جونز و همکاران^۴ (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 و همچنین نتیجه گرفتند که اکثر بارش‌های حدی در اثر نفوذ نوسانات اطللس شمالی رخ می‌دهد. عسگری و همکاران (۱۳۸۶) روند نمایه‌های بارش‌های حدی در ایران را بر اساس داده‌های بارش روزانه ۲۰ ایستگاه همدید طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ تحلیل کردند، نتایج پژوهش آنها نشان داد که در دو سوم از ایران مقدار سالانه بارش در روزهای تر کاهش چشمگیری یافته است و البته نمایه بارش حدی بیش از ۱۰ میلیمتر افزایش یافته است. علیجانی (۱۳۹۰) در تحلیل فضایی دماها و بارش‌های بحرانی روزانه در ایران به این نتیجه دست یافت که هر نقطه‌ای از کشور حداقل از نظر یک شاخص اقلیمی دچار بحران است. بحران‌های دماهای بالا در سواحل جنوب و مناطق مرکزی فراوان هستند، اما بحران‌های بارشی در همه جای کشور پراکنده است. شیرمحمدی و همکاران (۱۳۹۱) ارتباط پدیده انسو با مقادیر حدی بارش‌های فصلی را در استان خراسان مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که بین شاخص‌های نوسان جنوبی و وقایع حدی بارش همبستگی وجود دارد. عساکره (۱۳۹۱) تغییر توزیع فراوانی بارش‌های حدی شهر زنجان را با استفاده از روش توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت که فراوانی و مقدار بارش‌های سنگین و سبک به سمت کاهش میل می‌کند. روده و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تغییرپذیری زمانی- مکانی بارش‌های حدی در ایران با استفاده از تکنیک تحلیل هارمونیک پرداختند، و به این نتیجه رسیدند که تغییرپذیری سالانه و شش ماهه، مهمترین تغییرات در بارش‌های حدی ایران می‌باشند. کوزه گران و موسوی بایگی (۱۳۹۴) به بررسی روند رویدادهای اقلیمی حدی (بارش و دما) در شمال شرق ایران پرداختند که در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که روند کاهشی و منفی بارش در بررسی کلیه ایستگاه‌های مورد مطالعه وجود داشته است. دارند و همکاران (۱۳۹۴) نیز به تحلیل زمانی و مکانی روند شمار روزهای طوفاهای تندری در ایران پرداختند. هدف این مطالعه تحلیل زمانی - مکانی تعداد روزهای بارش حدی در غرب ایران است.

مواد و روش

در این پژوهش به منظور تعیین آستانه بارش‌های حدی غرب ایران (استان‌های: کرمانشاه، همدان، ایلام، لرستان و

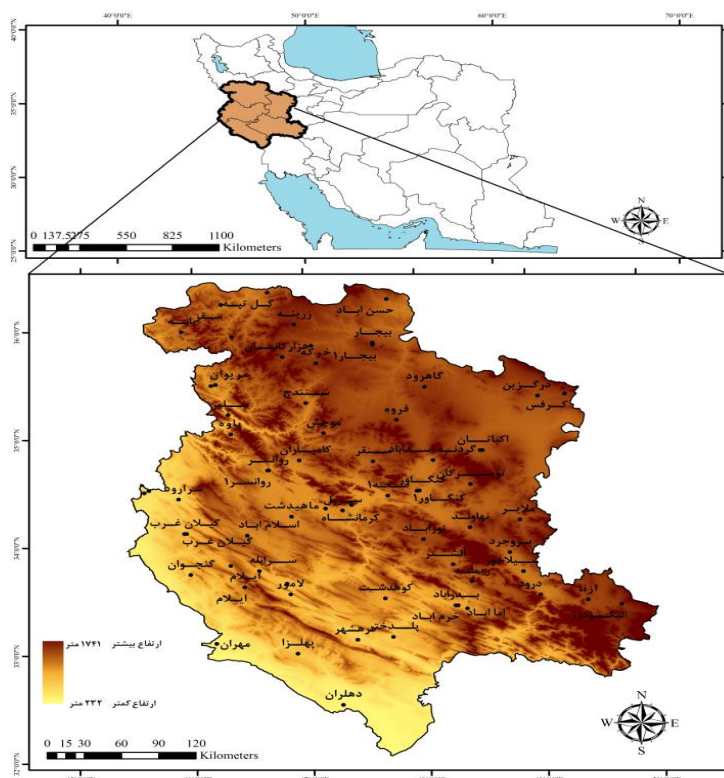
¹ Tebaldi et al

² Kyselý

³ Anagnostopoulou and Tolika

⁴ Jones et al

کردستان)، داده‌های بارش ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی در طول دوره آماری (۲۰۱۰-۱۹۶۱) مورد استفاده قرار گرفت (شکل ۱) و (جدول ۱). ابتدا با توجه این‌که ایستگاه‌ها دارای طول دوره آماری یکسانی نبودند و همچنین به دلیل عدم پراکندگی یکنواخت ایستگاه‌ها در سطح منطقه مورد مطالعه، انجام میان‌یابی به روش کریجینگ بر روی داده‌های بارش روزانه ۶۹ ایستگاه، غرب ایران به شبکه بندی منظمی تبدیل شد، تفکیک مکانی داده‌ها ۷*۷ کیلومتر است. با توجه به مشخصات یاد شده سراسر غرب ایران (استان‌های همدان، کرمانشاه، کردستان، لرستان و ایلام)، ۱۳۴۶۰ پیکسل^۱ پوشیده می‌شود. بر این اساس، داده‌های شبکه‌ای بارش غرب ایران، آرایه‌ای (ماتریسی^۲) است به ابعاد ۱۳۴۶۰*۱۸۲۵۰ که با آرایش گاه‌جای^۳ (زمان بر روی سطرها و مکان بر روس ستون‌ها) چیده شده است. سپس با استفاده از روش‌های توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته آستانه بارش‌های حدی تعیین شد و در مرحله دوم آستانه‌های به دست آمده با استفاده از معیارهای اقلیمی مورد ارزیابی قرار گرفت. به منظور شناسایی بارش حدی با استفاده از روش توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته برای هر ایستگاه جداگانه آستانه تعیین و سپس با معیارهای ارزیابی مورد ارزیابی قرار گرفت و نهایتاً آستانه‌ای مورد قبول قرار گرفت که هر دو تا معیار ارزیابی را برآورده ساخته و نیز ۵۰ درصد ایستگاه‌های مورد مطالعه را تحت پوشش قرار دهد، و در انتها بر اساس آستانه تعیین شده بارش‌های حدی یافته‌ها مشخص گردید و در ادامه روند و شیب روند فراوانی روزهای بارش‌های حدی به صورت ماهانه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.



شکل (۱). موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های هواشناسی مورد استفاده در پژوهش

¹ Pixels

² Matrix

³ S-Mode

الف: تعیین آستانه با استفاده از رویکرد پارامتریک توزیع حدی تعمیم یافته (GEV)

تکنیک های پارامتریک، رفتار آماری توالی از متغیرهای مستقل تصادفی را مورد مطالعه قرار می دهند که ممکن است مقادیر حدی توالی از X_i باشند که از یک آستانه بالا تجاوز کرده باشند. مجموعه های مقادیر حدی به وسیله توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV) که ترکیبی است از سه خانواده آماری شناخته شده، بهتر تحلیل می شود. این خانواده ها عبارتند از: گامبل، فریجت و ویبول. عملکرد توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV) عبارت است (کوترز و ناداراجا، ۱۹۹۹: ۲۵):

$$G(z) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\} \quad z = 1 + \frac{\xi(z-\mu)}{\sigma}, Z > 0 \quad (1)$$

از سوی دیگر، توزیع تعمیم یافته پارتو را می توان به عنوان بهترین تکنیکی که می تواند دنباله های توزیعی را مدل بندی کند، در نظر گرفت (آناگستوپولو و تولیکا: ۲۰۱۱: ۴۸۳).

تابع توزیعی افزایشی مربوط به توزیع تعمیم یافته پارتو به این صورت است:

$$H_y = 1 - \left(1 + \frac{\xi y}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{\xi}} \quad \text{for } \xi \quad (2)$$

این دو مدل سه پارامتر دارند: یک پارامتر مکان، μ ؛ یک پارامتر مقیاس، σ ؛ و یک پارامتر شکلی، ξ ؛ به طور اخص، پارامتر ξ برای هر دو تابع برابر است. با این وجود محدودیت هایی در رابطه با دو مجموعه زمانی وجود دارد. طول مقادیر حدی دقیق است زیرا نشان دهنده مقدار حدی است که در یک مقیاس زمانی منظم اندازه گیری شده است (سالانه، ماهانه، و غیره). از سوی دیگر، علی رغم انتخاب یک آستانه معین که گام اولیه در مطالعه مقادیر حدی است، معمولاً عینی نیست و بر اساس نظر کارشناسان است (آناگستوپولو و تولیکا: ۲۰۱۱: ۴۸۳). با استفاده از اعمال رویکردهای گوناگون POT بر مجموعه ای داده ای بر ابهامات در رابطه با انتخاب آستانه مناسب می توان غلبه کرد. در مطالعه حاضر سه آزمایش POT انتخاب شد؛ دو تا از این آزمایش ها از این فرض پیروی می کنند که توزیع پارتو مناسب مجموعه های داده ای است. سومی اینکه مجموعه های داده ای از توزیع پواسون پیروی می کنند.

در جزئیات، آزمون اول که MRL است، بر اساس میانگین GPD است. اگر Y نشان دهنده تجاوز از آستانه u_0 باشد و دارای یک توزیع تعمیم یافته پارتو با مشخصه پارامتر مقیاسی (σ) و پارامتر شکلی (ξ) (کولز^۱، ۲۰۰۱: ۸۲) باشد، پس:

$$E(Y) = \frac{\sigma}{1-\xi} \quad \xi \text{ زمانی } \geq 1 \quad (3)$$

اگر GPD برای آستانه های بالاتر u_0 معتبر باشد، باید برای همه آستانه های بالای آستانه جدید u_0 دارای پارامترهای معتبر می باشد.

$$E(Y - u | Y > u) = \frac{\sigma u_0}{1-\xi} = \frac{\sigma u_0 \xi u}{1-\xi} \quad (4)$$

بنابراین $E(Y - u | Y > u)$ فقط میانگین های بالای آستانه u است که انتظار می رود به صورت خطی با u تغییر کند (اگر مدل GPD مناسب باشد) (کولز، ۲۰۰۱: ۸۲).

¹ Coles

آزمون دوم یعنی آزمایش TC یک تکنیک مکمل است که مناسب توزیع تعمیم یافته پارتو در محدوده استانه‌ها است و نگاه به پایداری تخمین‌های پارامتری دارد (ریبات^۱، ۲۰۰۷: ۶). فرض کنید $X \sim GP(\mu_0, \sigma_0, \xi_0)$ باشد و u آستانه‌ای جدید با $u > u_0$ باشد. متغیر تصادفی $X|X > u$ نیز GPD با پارامترهای (σ_u, ξ_u) و $\sigma_u = \sigma_0 + \xi_0(u - u_0)$ و $\xi_u = \xi_0$ فرض کنید: $\sigma^* = \sigma_u - \xi_u u$.

اگر u_0 آستانه بهینه تقریب همکران باشد، تقریب‌های σ^* و ξ_u با همه $u > u_0$ ‌ها پیوسته هستند. پایداری همکران پارامترهای شکل و مقیاس با تغییر u_0 پایداری را تضمین می‌کنند.

آزمایش سوم که DI است، بر اساس این فرض است که اتفاق افتادن وقایعی که از آستانه مفروض u_0 تجاوز کنند از فرایند پواسون پیروی می‌کنند. اگر N متغیر تصادفی باشد و نشان دهنده عدد سالیانه ی وقایع اتفاق افتاده در هر سال باشد، احتمال تغییر پواسون به صورت زیر داده می‌شود (بگوریا^۲، ۲۰۰۵: ۲۲۰):

$$P\left(N = \frac{n}{\lambda}\right) = e^{-\lambda \frac{n}{\lambda}} \frac{\lambda^n}{n!} \quad (5)$$

$$n = 1, 2, 3, \dots$$

اگر λ عدد میانگین وقایع یک سال است، مناسب بودن فرض پواسون را می‌توان به وسیله شاخص پراکندگی آماری (کونان^۳، ۱۹۷۹: ۴۹۰) آزمایش کرد.

$$DI = \frac{S^2}{\lambda} \quad \text{که به این صورت تعریف شده است:}$$

که S^2 واریانس تخمینی فرایند پواسون است.

شاخص پراکندگی انتظار می‌رود که برابر با ۱ باشد، در حالی که سطح اطمینان را می‌توان با آزمایش کردن در برابر توزیع X^2 به دست آورد (ویلکس، ۱۹۹۵: ۱۲۷). نسبت DI به وسیله استانه‌های مختلف محاسبه شده است. انتخاب استانه به وسیله محاسبه تفاوت‌های خروجی $n - (n-1)$ در رابطه با هر مدل (حداکثرها - MRL، پارامتر مقیاس شکلی و تغییر یافته - TC، و مقادیر $DI - DI$) به وسیله انتخاب مقادیر آستانه‌ای مطابق با تفاوت‌های حداکثری (حداقلی) MRL (DI و TC) انجام شده است. تعریف نهایی در رابطه با استانه‌ها برای هر رویکرد POT توسط دو فرض غربالگری می‌شود (آناگستوپولو و تولیکا: ۲۰۱۱: ۴۸۳):

- آستانه انتخاب شده نمی‌تواند بیشتر از میانه بارش روزانه حداکثر سالانه در هر ایستگاه (MAM) باشد.

$$u_0 = MAM$$

این ملاحظه اجازه نمی‌دهد که آستانه خیلی بالا باشد و در نتیجه واریانس داده‌ها زیاد باشد.

- آستانه انتخاب شده نباید بیشتر از میانگین بارش روزانه (P_{mean}) به علاوه دوبرابر انحراف معیار بارش روزانه باشد.

این فرض به استانه اجازه نمی‌دهد بسیار پایین باشد و اساس همکران مدل را تغییر دهد.

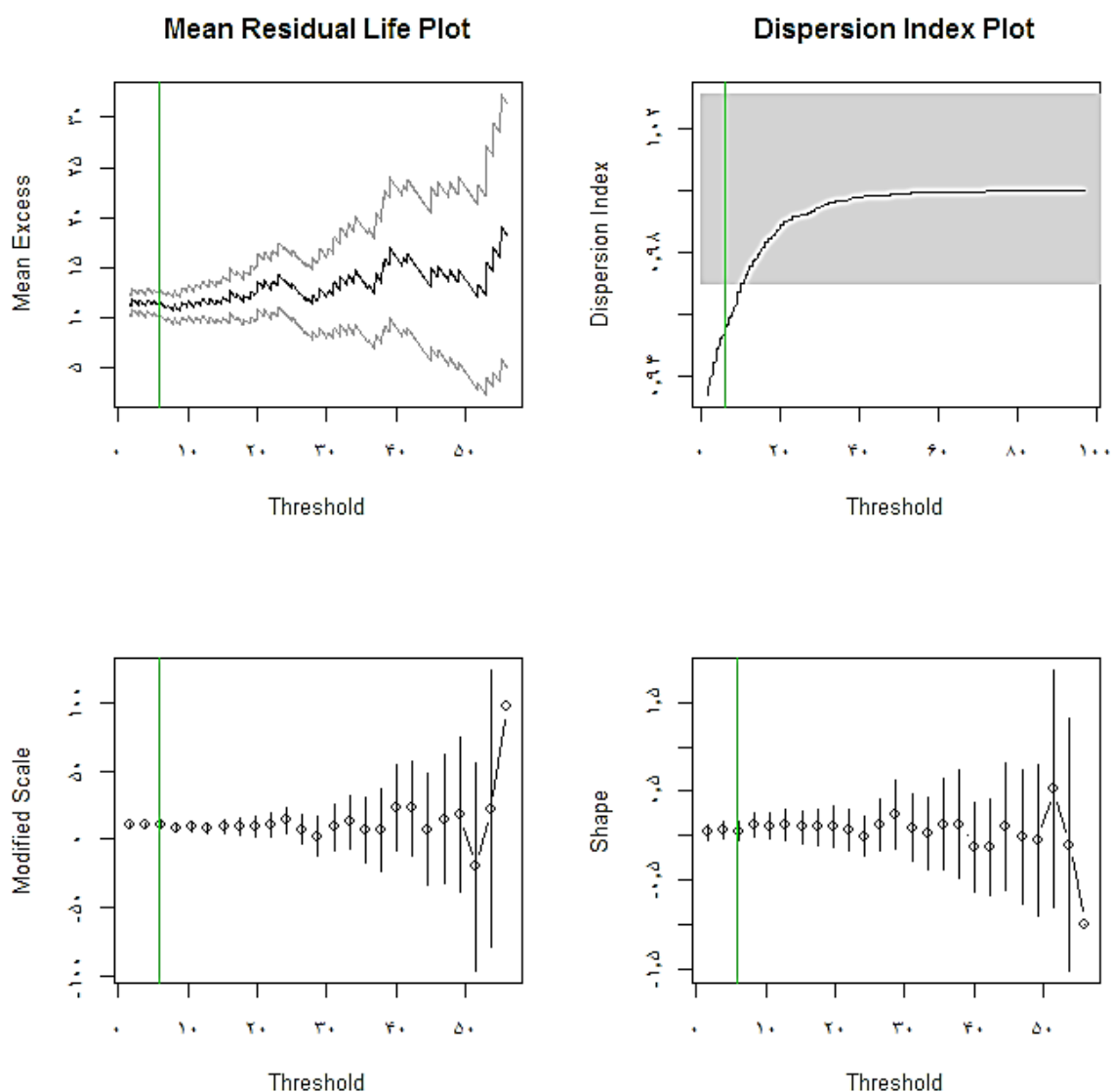
$$u_0 = P_{mean} + 2\sigma$$

¹ Ribatet

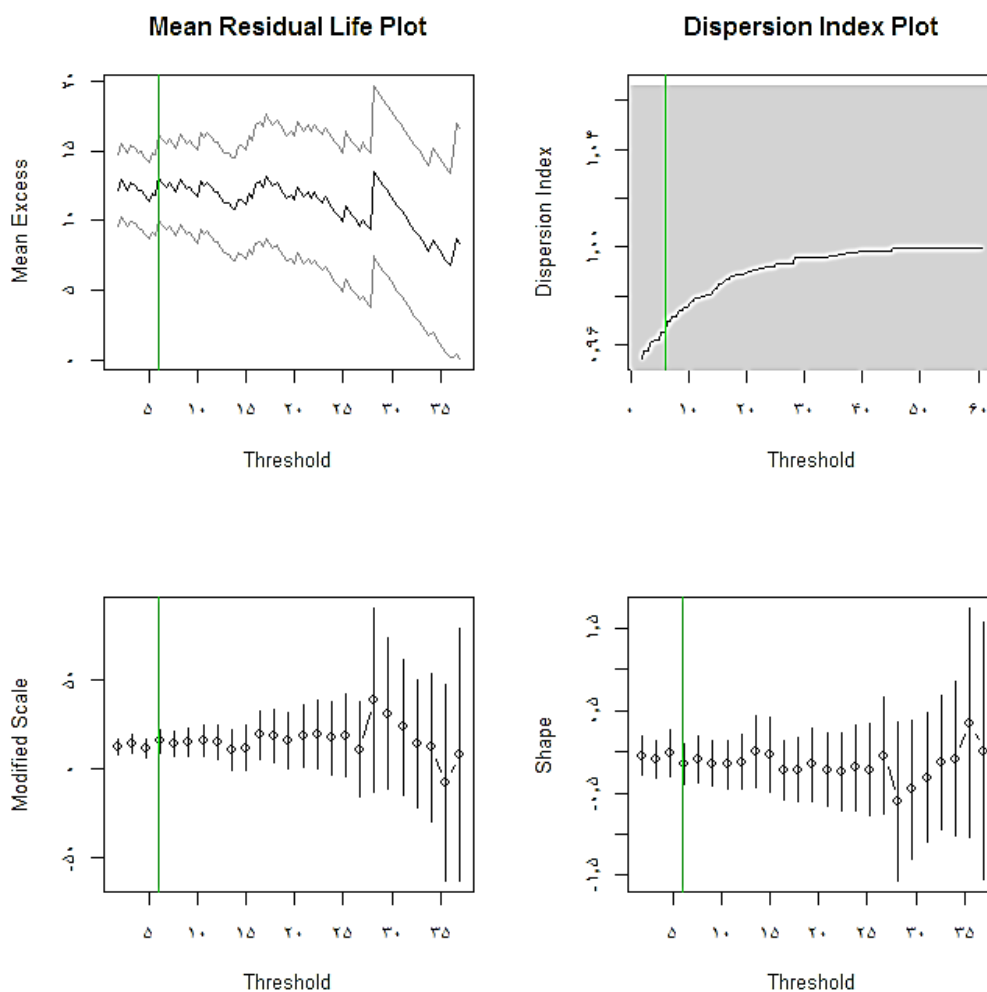
² Beguería

³ Cunnane

آزمون باقیمانده ها در شکل (۲) نشان دهنده $u = 25 \text{ mm}$ است که آزمون انتخاب آستانه این انتخاب را مورد حمایت و تایید قرار می دهد اما در نمودار شاخص پراکندگی (DI) نشان دهنده $u = 32 \text{ mm}$ است که در آزمون انتخاب آستانه مورد تایید قرار نمی گیرد زیرا آزمون انتخاب آستانه نشان دهنده $u = 22 \text{ mm}$ است، این آستانه در راستای طرح های مطابقتی سه آزمایش ذکر شده هستند. با توجه به شکل ۳ محدوده ۱۷ میلیمتر مناسب ترین محدوده برای آستانه بارش های حدی ایستگاه قصر شیرین می باشد.



شکل (۲) مقادیر آستانه بارش های (MRL, DI, TC) برای ایستگاه اسلام آباد غرب (مقدار آستانه به میلی متر)



شکل (۳) مقادیر آستانه با روش های (MRL, DI, TC) برای ایستگاه قصر شیرین (مقدار آستانه به میلی‌متر)

به دلیل حجم زیاد اطلاعات و اشکال مربوط به آستانه‌های بارش، تنها دو نمونه آستانه تعیین شده برای ایستگاه‌های اسلام آباد غرب و قصر شیرین ارائه گردیده است (شکل‌های (۲) و (۳)).

ب: بررسی روند بارش‌های حدی

در ادامه مراحل محاسبه آماره این آزمون نشان داده شده است:

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (6)$$

که با قبول فرض H_0 توزیع S در حد $n \rightarrow \infty$ نرمال است.

n مدت سری زمانی داده‌ها؛

x_k و x_j نیز داده‌های متوالی k ام و j ام سری است. که در این رابطه $k \leq n$ است و $k \neq j$

sgn ، تابع علامت است؛ و تابع علامت نیز از روابط زیر مشخص می‌شود:

$$\operatorname{sgn}(x_j - x_k) = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_j - x_k) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_j - x_k) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_j - x_k) < 0 \end{cases} \quad (7)$$

آزمون آماره‌های S میانگین صفر دارد و واریانس آن نیز از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\operatorname{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum t(t-1)(2t+5)}{18} \quad (8)$$

در رابطه بالا t اندازه یک بازه زمانی در سری داده‌ها است و $\sum t$ نیز مجموع بازه‌ها (سری زمانی داده‌ها) است. برای مواردی که مدت سری زمانی داده‌های بیشتر از ۱۰ باشد ($n > 10$) آماره Z استاندارد شده را باید به کمک رابطه زیر محاسبه کرد.

$$Z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(s)}} & \text{if } s > 0 \\ 0 & \text{if } s = 0 \\ \frac{s-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(s)}} & \text{if } s < 0 \end{cases} \quad (9)$$

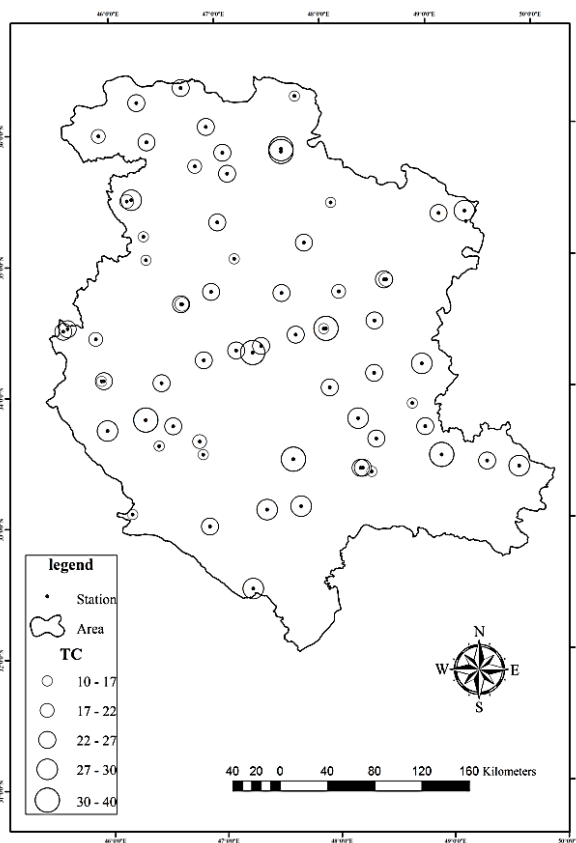
بنابراین، در آزمون دو طرفه روند، اگر رابطه $|Z| \leq Z_{\frac{\alpha}{n}}$ در سطح اطمینان ۰/۰۹۵ برقرار باشد، باید فرضیه H_0 (قبول تصادفی بودن سری داده‌ها) را پذیرفت و در غیر این صورت باید فرضیه H_1 (وجود روند) را قبول کرد. اگر معنی‌داری در سطح $\alpha = 0.01$ (سطح ۰/۰۹۹ اطمینان) آزمون شد، فرضیه صفر H_0 در صورتی رد می‌شود که $|Z| > Z_{0.995} = 2.575$ برقرار باشد. مقادیر مثبت روند Z روند صعودی و مقادیر منفی Z روند نزولی سری داده‌ها را نشان می‌دهند (ویوکاناندان^۱، ۲۰۰۷: ۱۰۴).

تجزیه و تحلیل داده‌ها

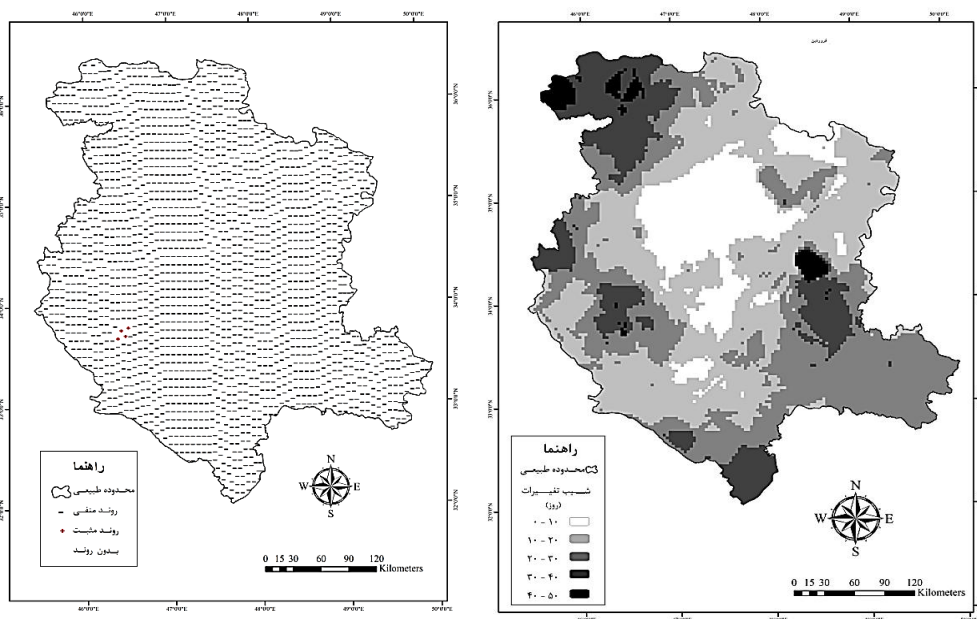
شکل (۴) آستانه بارش تعیین شده برای این ایستگاه ۲۲ میلی متر برآورد شده است. پراکندگی آستانه‌های بارش به روش TC نشان می‌دهد که آستانه‌های بارش تعداد ۵ ایستگاه در محدوده برابر و بیش از ۳۰ میلی متر و در اکثریت (بیش از ۵۰ درصد) ایستگاه‌ها بین ۲۲ تا ۲۷ میلی متر می‌باشد شکل ۳. در هر سه روش پارامتریک متوسط آستانه‌های بارش بین ۲۲ تا ۲۶ میلی متر برآورد گردیده است. بنابراین آستانه بارش‌های حدی غرب ایران ۲۲ میلی‌متر تعیین گردید و کل یاخته‌ها که بارش آنها از ۲۲ میلی‌متر بیشتر باشد شامل بارش‌های حدی می‌گردد. همان‌طور که در قسمت داده و روش‌شناسی ذکر شد، روند بارش‌های حدی در سطح اطمینان ۰/۰۵ محاسبه شده است. بنابراین، به لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار است. روند و تغییرات بارش‌های حدی طی دوره ی مورد پژوهش در ماه فروردین و اردیبهشت در شکل ۵ آمده است. همان‌طور که در شکل مشاهده می‌شود بارش‌های حدی در ماه فروردین تقریباً در تمام مناطق منفی بوده تنها قسمت کوچکی از منطقه در جنوب غربی مناطق مورد پژوهش در استان ایلام روند افزایشی داشته است. نقشه شیب تغییرات روند بارش‌های حدی در ماه فروردین نشان می‌دهد که گستره زیادی از منطقه غربی کشور دارای شیب بین ۱۰ تا ۲۰ روز است و همچنین قسمت مرکزی منطقه دارای

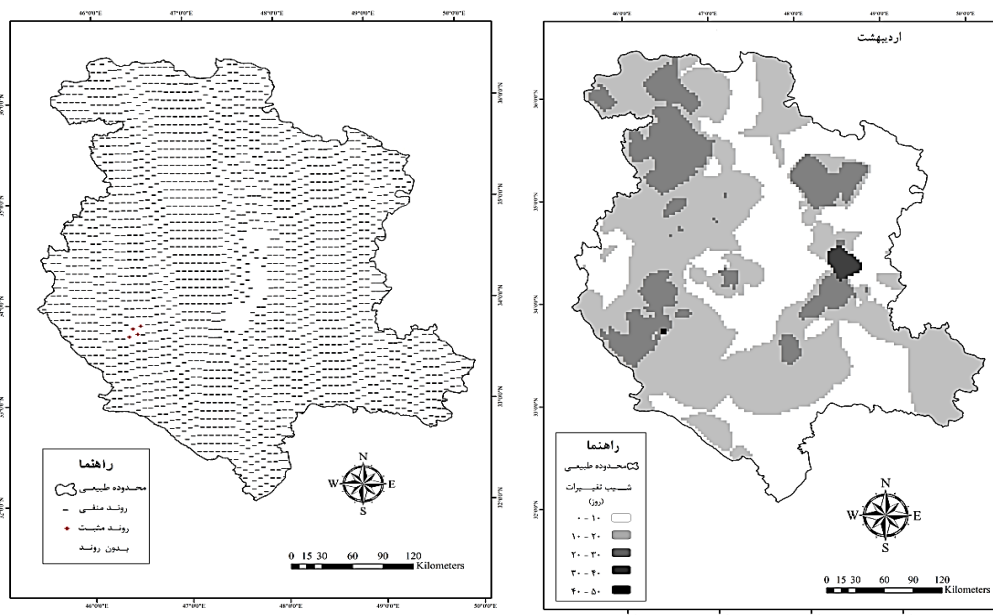
¹ - Vivekanandan

شیب بین ۰ تا ۱۰ روز است. قسمت اعظم استان کردستان دارای شیب ۲۰-۳۰ روز است و همچنین این شیب در استان‌های همدان و ایلام نیز مشاهده می‌شود.



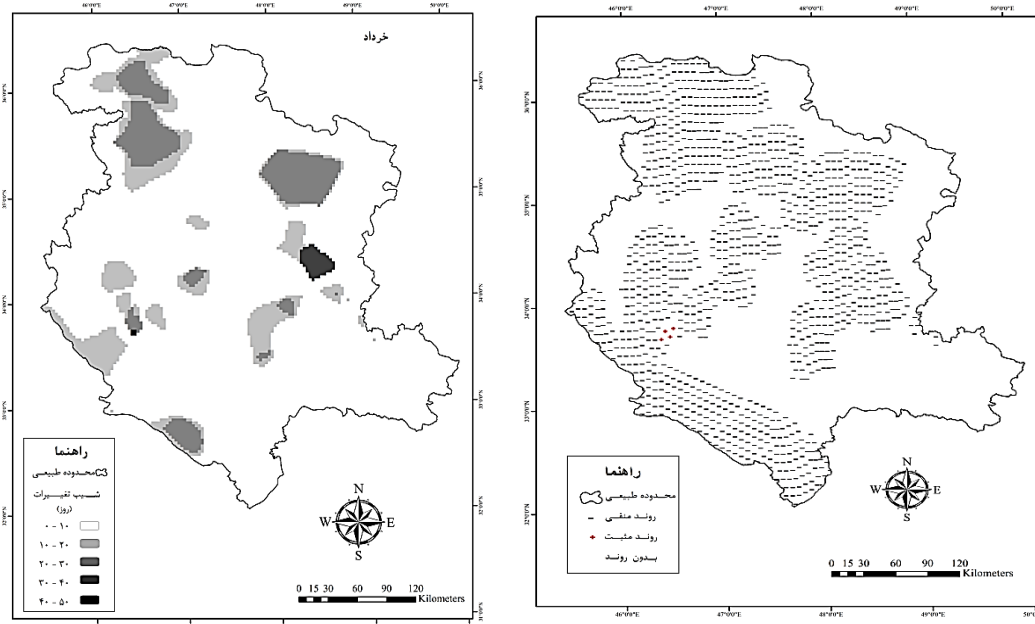
شکل (۴) پراکنندگی فضایی آستانه بارش‌های حدی ۶۹ ایستگاه مورد مطالعه با روش TC

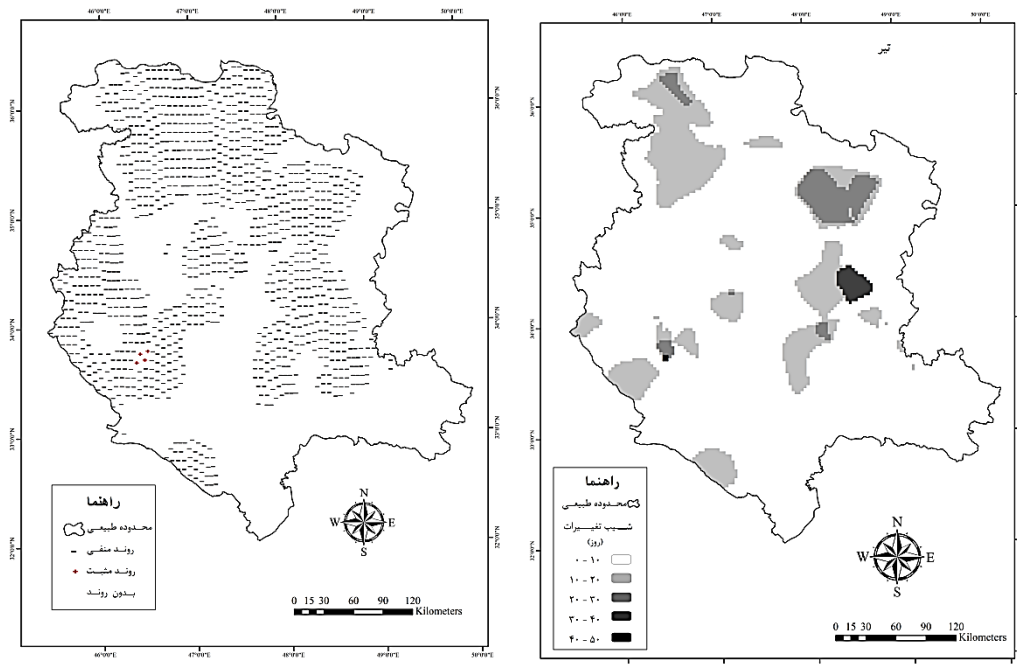




شکل (۵). روند و شیب روند بارش حدی در ماه های فروردین و اردیبهشت

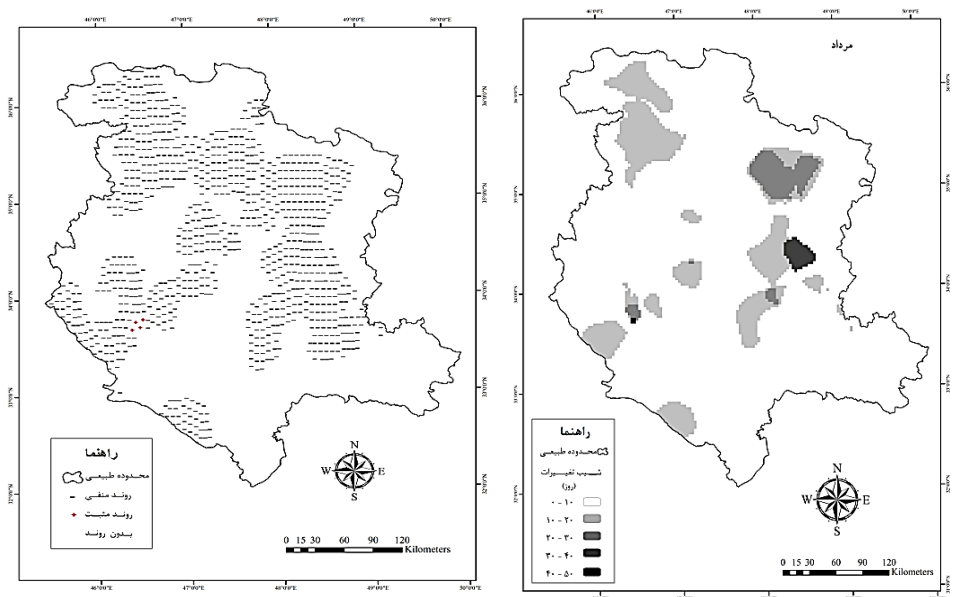
فراوانی روزهای بارش حدی بیش از ۲۲ میلی متر به جز سطح کوچکی در بین استان های کرمانشاه و همدان که بدون روند بوده و نیز منطقه کوچکی در استان ایلام با روند مثبت، بقیه مناطق مورد مطالعه روند کاهشی داشته است.

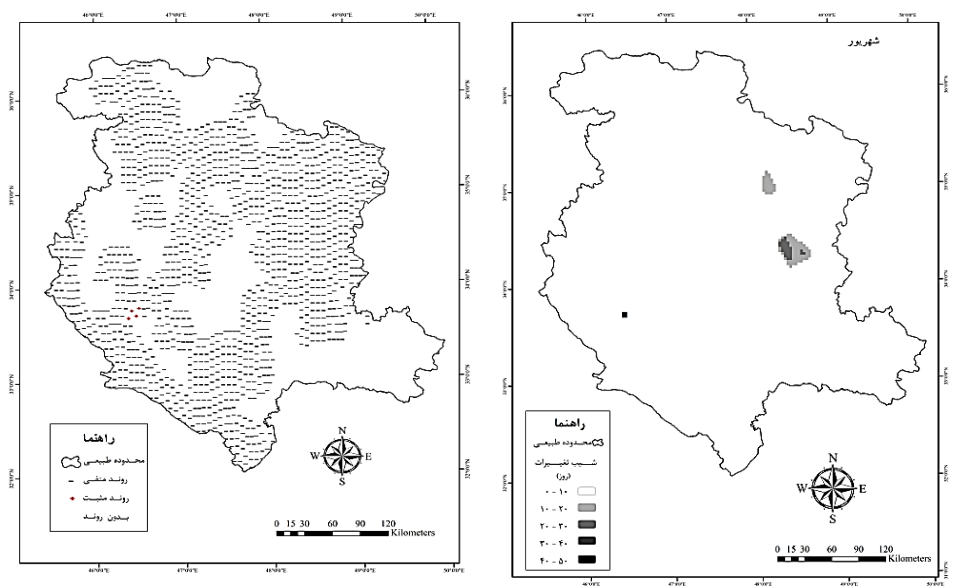




شکل (۶). روند و شیب روند بارش حدی در ماه‌های خرداد و تیر

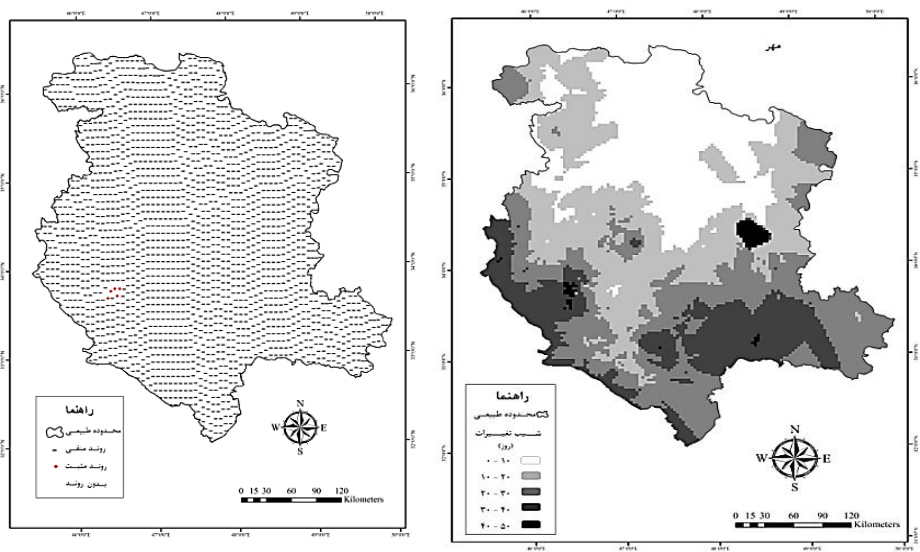
در شکل ۶ روند و شیب روند بارش‌های حدی در ماه‌های خرداد و تیر را مشاهده می‌کنید که فراوانی روزهای بارش حدی در هر دو ماه به طور مساوی بجز منطقه کوچکی از استان ایلام که دارای روند مثبت بوده نصف منطقه غرب کشور دارای روند منفی و نصف دیگر منطقه بدون روند بوده است. و همانطور که در نقشه شیب روند مشاهده می‌شود تقریباً تمام منطقه دارای شیب ۰ تا ۱۰ روز است بجز ۲ منطقه کوچک در استان‌های ایلام و همدان که دارای شیب بیش از ۱۰ رو هستند.

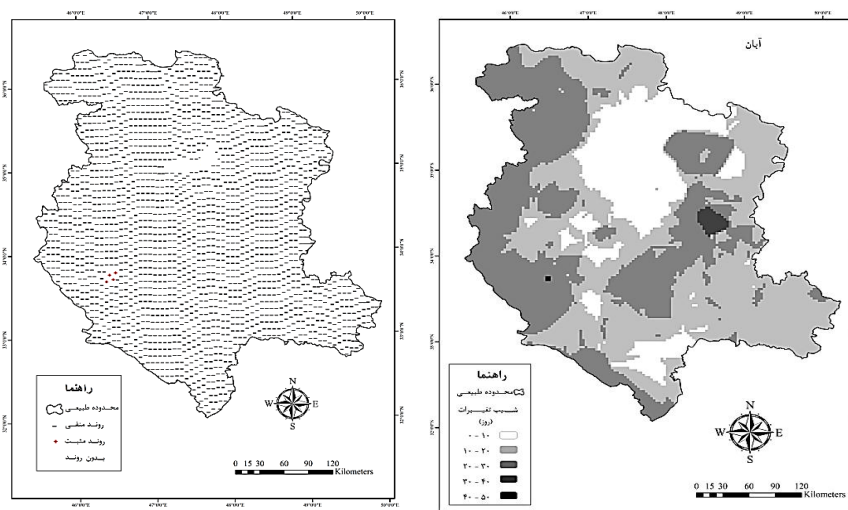




شکل (۷). روند و شیب روند بارش حدی در ماه های مرداد و شهریور

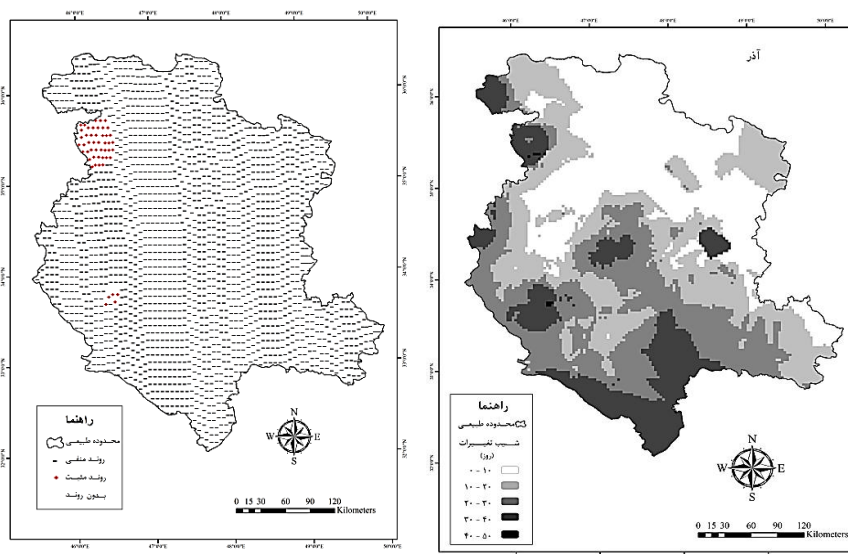
شکل ۷ روند و شیب روند فراوانی روزهای بارش حدی بیش از ۲۲ میلیمتر در ماه های مرداد و شهریور را نشان می دهد که فراوانی روزهای بارش حدی در ماه مرداد بیش از ۶۰ درصد گستره منطقه غربی ایران هیچ روندی نداشته زیرا در ماه دوم تابستان بارش منطقه خیلی کم است. اما در ماه اردیبهشت برعکس این حالت اتفاق افتاده است که بیش از ۶۰ درصد منطقه دارای روند منفی بوده و در سایر قسمت های منقه هیچ روندی مشاهده نشده است در هر دو ماه بخش کوچکی از منطقه در استان ایلام دارای روند مثبت و افزایشی بوده است. همانطور که در نقشه شیب روند مشاهده می شود تقریباً تمام منطقه دارای شیب ۰ تا ۱۰ روز است بجز ۲ منطقه کوچک در استان های ایلام و همدان که دارای شیب بیش از ۱۰ رو هستند.

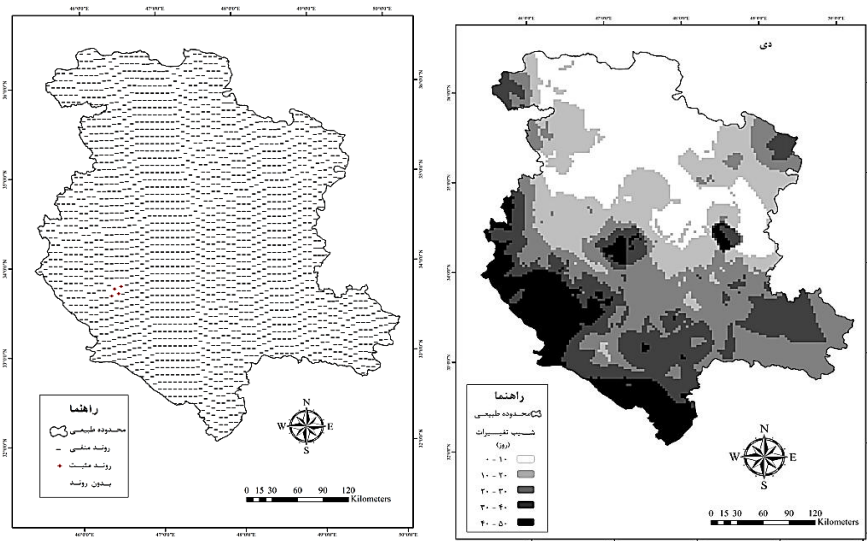




شکل (۸). روند و شیب روند بارش حدی در ماه مهر و آبان

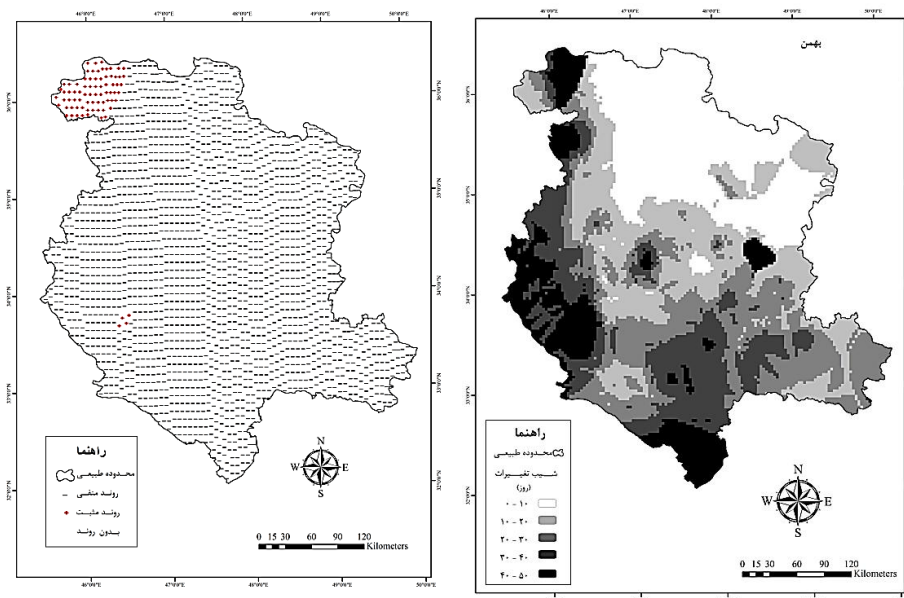
روند و تغییرات بارش‌های حدی طی دوره ی مورد پژوهش در ماه مهر و آبان در شکل ۸ آمده است. همانطور که در شکل مشاهده می‌شود بارش‌های حدی در ماه مهر تقریباً در تمام منطقه منفی بوده تنها قسمت کوچکی از منطقه در جنوب غربی ممنطقه مورد پژوهش در استان ایلام روند افزایشی داشته است. نقشه شیب تغییرات روند بارش‌های حدی در ماه مهر نشان می‌دهد که گستره زیادی از منطقه جنوبی و جنوب غربی کشور دارای شیب بین ۲۰ تا ۳۰ روز است و همچنین قسمت شمالی منطقه دارای شیب بین ۰ تا ۱۰ روز است در سایر نقاط منطقه دارای شیب بین ۲۰ تا ۳۰ روز است. همچنین روند بارش‌های حدی در ماه آبان در کل منطقه تقریباً منفی است بجز منطقه کوچکی در مرکز در بین استانهای کرمانشاه و همدان هیچ روندی نداشته و منطقه کوچکی نیز در استان ایلام دارای روند مثبت است. همانطور که در نقشه شیب روند مشاهده می‌شود تقریباً قسمت بیشتر منطقه دارای شیب ۰ تا ۱۰ روز است. در حاشیه شمال غربی تا جنوب غربی دارای شیب ۱۰ تا ۲۰ روز است.

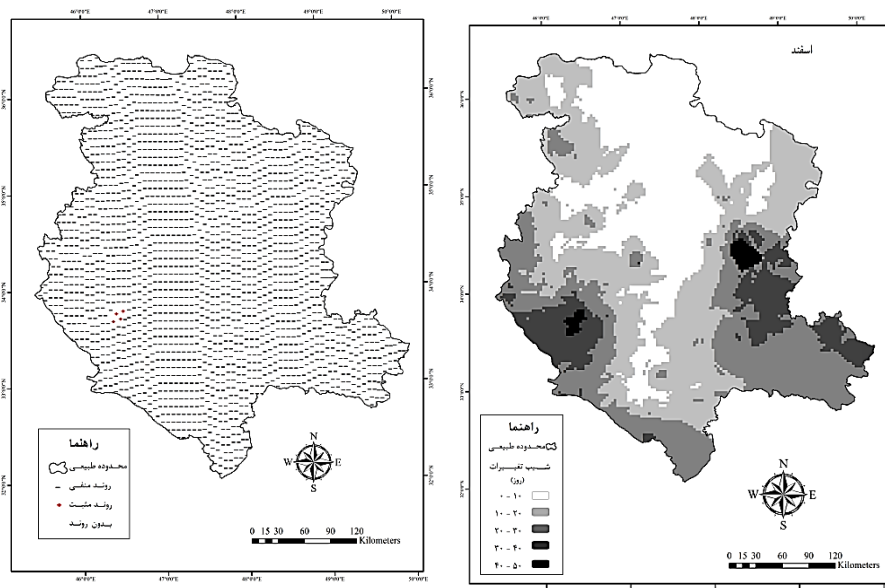




شکل (۹). روند و شیب روند بارش حدی در ماه های آذر و دی

شکل ۹ روند و شیب روند بارش های حدی را در ماه های آذر و دی نشان می دهد روند بارش های حدی در ماه آذر در حدود ۹۵ درصد منطقه منفی بوده و حدود ۵ درصد منطقه دارای روند مثبت بود که قسمت غربی استان کرمانشاه و قسمت کوچکی از استان ایلام این افزایش روند دیده می شود. روند بارش های حدی در ماه دی در تقریباً به طور کامل بجز قسمت کوچکی از استان ایلام دارای روند منفی است. همانطور که در نقشه شیب روند مشاهده می شود تقریباً قسمت بیشتر منطقه دارای شیب ۰ تا ۱۰ روز است. در حاشیه شمال غربی تا جنوب غربی دارای شیب ۱۰ تا ۲۰ روز است.





شکل (۱۰). روند و شیب روند بارش حدی در ماه‌های بهمن و اسفند

شکل ۱۰ روند و شیب روند بارش‌های حدی را در ماه‌های بهمن و اسفند را نشان می‌دهد روند بارش‌های حدی در ماه بهمن در حدود ۹۵ درصد منطقه منفی بوده و حدود ۵ درصد منطقه دارای روند مثبت بود که قسمت شمال غربی استان کردستان و قسمت کوچکی از استان ایلام این افزایش روند دیده می‌شود. روند بارش‌های حدی در ماه اسفند در تقریباً به طور کامل بجز قسمت کوچکی از استان ایلام دارای روند منفی است. همانطور که در نقشه شیب روند مشاهده می‌شود در ماه بهمن تقریباً قسمت بیشتر منطقه دارای شیب ۰ تا ۱۰ روز است. در حاشیه شمال غربی تا جنوب غربی دارای شیب ۱۰ تا ۲۰ روز است. اما شیب روند در ماه اسفند بیش از ۷۰ درصد منطقه دارای شیب ۱۰ تا ۲۰ روز است در قسمت‌های جنوب غربی و جنوب شرقی منطقه دارای شیب ۲۰-۳۰ روز است.

نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش شناسایی و تحلیل زمانی - مکانی بارش‌های حدی در غرب ایران بود. جهت شناسایی بارش‌های حدی از شدت بارش بهره گرفته شد که با استفاده از روش‌های آماری تئوری مقادیر حدی آستانه این بارش‌ها تعیین و مورد ارزیابی و صحت سنجی قرار گرفت. در این پژوهش به منظور تحلیل روند بارش‌های حدی و فراگیر غرب ایران (استان‌های: کرمانشاه، همدان، ایلام، لرستان و کردستان)، داده‌های روزانه بارش ۶۹ ایستگاه سینوپتیک و اقلیم‌شناسی در طول دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۱۰) منطقه مورد مطالعه مورد استفاده قرار گرفت و آستانه سالانه بارش‌های حدی غرب کشور از روش توزیع تعمیم یافته حدی برآورد شد که نتیجه بررسی‌های انجام شده نشان داد که آستانه بارش‌های حدی برای مناطق غربی ایران ۲۲ میلی‌متر برآورد شده است. سپس روند بارش‌های حدی برای هر ماه در طول دوره آماری مورد پژوهش مناطق مورد بررسی قرار گرفت. بررسی‌ها نشان داد که در طی دوره ۵۰ ساله فراوانی روزهای بارش‌های حدی بیش از ۲۲ میلی‌متر در ۱۲ ماه سال نسبت به گذشته کاهش یافته بجز

در قسمت کوچکی از استان ایلام که کلا دارای روند مثبت و افزایشی داشته است، در ماه‌های خرداد تا شهریور تقریباً نیمی از مناطق غربی هیچ روندی نداشته و شیب تغییرات سایر مناطق که روند منفی داشتند بین ۰ تا ۱۰ روز بوده است. در ماه‌های آذر و بهمن حدود ۵ درصد منطقه مورد مطالعه دارای روند افزایشی بوده که در ماه آذر این روند افزایشی در قسمت غربی استان کرمانشاه دیده شد و در ماه بهمن این روند مثبت در قسمت شمال غربی استان کردستان مشاهده شد که این مناطق منطبق بر ارتفاعات زاگرس هستند. شیب روند بارش‌های حدی مناطق غربی بین ۰ تا ۵۰ روز است که بیشتر این شیب مربوط به قسمت‌های غربی و جنوب غربی منطقه مورد پژوهش است. بیشترین تغییرات شیب به طور کلی در ماه‌های بهمن و اسفند مشاهده شد که در قسمت‌های غربی و جنوبی غربی و جنوب شرقی این شیب به ۳۰ تا ۴۰ روز رسیده است. و همچنین در قسمت‌های کوچکی از منطقه شیب روند ۴۰ تا ۵۰ روز نیز مشاهده شد. کمترین شیب روند نیز در ماه‌های خرداد تا شهریور بوده است که تقریباً ۴۰ درصد منطقه بدون روند بوده است. بطور کلی نتایج نشان داد که در مناطق غربی ایران تعداد روزهای بارشی حدی بجز نواحی که در منطقه مورد مطالعه بر ارتفاعات زاگرس منطبق است، در حال کاهش است. نتیجه پژوهش با نتیجه تحقیق عسگری و همکاران (۱۳۸۶) که روند نمایه‌های بارش‌های حدی در ایران را بر اساس داده‌های بارش روزانه ۲۰ ایستگاه همدید طی سال‌های ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ تحلیل کردند، نتایج پژوهش آنها نشان داد که در دو سوم از ایران مقدار سالانه بارش در روزهای تر کاهش چشمگیری یافته است، هماهنگی دارد.

منابع و مأخذ

- ۱- دارند، محمد، مهتاب نریمانی، ژیلا شریعتی و شرمین نامداری (۱۳۹۴)، تحلیل زمانی مکانی روند شمار روزهای طوفان‌های تندری در ایران زمین، فصلنامه جغرافیا و مطالعات محیطی، شماره ۱۵، صص ۳۵-۴۷.
- ۲- روده، همت‌الله، یوسفی یدالله، معصوم پور سماکوش، جعفر، فیضی، وحید (۱۳۹۳) تغییرپذیری زمانی-مکانی بارش‌های حدی در ایران، مجله جغرافیا و برنامه ریزی سال ۲۵ شماره ۲ صص ۲۵-۳۶.
- ۳- رضیئی، طیب، دانش کارآراسته، پیمان و ثقافیان، بهرام (۱۳۸۴)، بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه خشک مرکزی و شرقی ایران، مجله آب و فاضلاب شماره ۵۴، صص ۷۳-۸۱.
- ۴- تقوی، فرحناز و محمدی حسین، (۱۳۸۶)، بررسی دوره بازگشت رویدادهای اقلیمی حدی به منظور شناخت پیامدهای زیست محیطی، محیط شناسی، سال ۳۳، شماره ۴۳، صص ۱۱=۲۰.
- ۵- شیرمحمدی، زهرا، علی اکبر خانی، حسین انصاری، امین عزیزاده و ازاده محمدیان (۱۳۹۱) بررسی پدیده انسو با مقادیر حدی بارش‌های فصلی در استان خراسان، مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک جلد ۱۹، صص ۸۰-۶۱.
- ۶- کوزه‌گران، سعید و بایگی موسوی، محمد (۱۳۹) بررسی روند رویدادهای حدی اقلیمی در شمال شرق ایران، نشریه آب و خاک، جلد ۲۹ شماره ۳، صص ۷۶۴-۷۵۰.
- ۷- عساکره، حسین (۱۳۹۰) تغییر توزیع فراوانی بارش‌های فرین شهر زنجان، مجله جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، سال ۲۳، شماره ۱، صص ۵۱-۶۶.

- ۸- عسگری، احمد، فاطمه. رحیمزاده. نوشین. محمدیان. و ابراهیم. فتاحی. ۱۳۸۶. تحلیل روند نمایه های بارشهای حدی در ایران، تحقیقات منابع آب، سال سوم، شماره ۳، زمستان ۱۳۸۶، ص ۵۵-۴۲.
- ۹- علیجانی، بهلول، (۱۳۹۰)، تحلیل فضایی دماها و بارش‌های بحرانی روزانه در ایران، تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، جلد ۱۷ شماره ۲۰ صص ۹-۳۰.
- 10- IPCC (2007) IPCC Fourth Assessment Report: Climate change 2007. Working Group I: The Physical Science Basis. Cambridge University Press, p. 996.
- 11- Benestad. Rasmus. 2006: Can we expect more extreme precipitation on the monthly time scale, *Journal of Climate*. Vol. 19: 630 – 637.
- 12- Bartolini. Giorgio, morabito, marco, crisci. alfonso, grifoni. daniele, torrigiani tonmaso, petralli. martina, maracchi. giampiero and orlandini. simon 2008 : recent trends in tuscanycitaly (italy) summer temperature and indices of extremes. *International journal of climatology* . 28: 1751 – 1760.
- 13- Becker. S., Hartmann. H., Zhsng. Q., Wu. Y. and Tiang. T 2007: Cyclicity analysis of Precipitation regimes in the Yangtze River Basin, China. *Int. J. Climatol*. 94: 139-153
- 14- Liebmann, B., Vera, C.S., Leila Carvalho, M. V., Camilloni, I.S.A., Hoerling, M. P., Allured, D. Barros, V. R., Ba´ Ez, J. N.
- 15- Klein Tank AMG, Können GP (2003) Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946–99. *J Clim* 16:3665–3680.
- 16- Schmidli J, Frei C (2005) Trends of heavy precipitation and wet and dry spells in Switzerland during the 20th century. *Int J Climatol* 25:753–771.
- 17- 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
- 18- Tebaldi C, Hayhoe K, Arblaster JM, Meehl GA (2006) Going to the extremes: an intercomparison of the model simulated historical and future changes in extreme events. *Clim Change* 79:185–211.
- 19- Kysely J (2009) Trends in heavy precipitation in the Czech Republic over 1961–2005. *Int J Climatol* 29:1745–1758.
- 20- Kotz S, Nadarajah S (1999) Extreme values distribution, theory and applications. Imperial College Press, London
- 21- Coles SG (2001) An introduction to statistical modeling of extreme values. Springer, New York.
- 22- Christina Anagnostopoulou¹ and Konstantia Tolika, (2011), Extreme precipitation in Europe: statistical threshold selection based on climatological criteria, *Journal Theoretical and Applied Climatology*, 30 July.479-489.
- 23- Beguería S (2005) Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value. *JHydrology* 303:215–230.
- 24- Cunnane C (1979) A note on the Poisson assumption in partial duration series models. *Water Resour Res* 15:489–494.

