

کاربرد توزیع مقادیر حدی در تحلیل دماهای حدی استان کرمانشاه

رضا افروشه^۱

علی اکبر رسولی^۲

داود مختاری^۳

طاهره جلالی^۴

چکیده

به منظور تحلیل رفتار دنباله توزیع و فراوانی رویداد دماهای حدی در استان کرمانشاه طی دوره مطالعاتی (۱۹۶۱-۲۰۱۶) ابتدا روند تغییرات مقادیر حدی با استفاده از آزمون‌های نا پارامتریک بررسی گردید. سپس با استفاده از مدل بلوک ماکزیم، توزیع GEV به سری داده‌های موردنظر برازش داده شد و مقادیر چندک متغیرها به ازای دوره‌های بازگشت مختلف تخمین زده شد. پارامترهای توزیع با استفاده از سه روش گشتاورها، گشتاورهای احتمالی وزن دار و حداکثر درست نمایی برآورد گردید. همچنین به منظور ارزیابی صحت مدل GEV برازش داده شده به رویدادهای حدی، نمودارهای چندک-چندک (Q-Q) برای ایستگاه کرمانشاه ترسیم گردید. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در بین سه روش موردبررسی مقدار خطای استاندارد روش حداکثر درست‌نمایی کمتر از دو روش دیگر می‌باشد. با توجه به مقدار پارامتر شکل (ξ) و فاصله اطمینان ۹۵٪ آن، در هر سه روش موردبررسی، پارامتر شکل در مورد دماهای حدی سرد، صفر را در برمی‌گیرد لذا تبعیت داده‌ها

۱- دانشجوی دکتری اقلیم‌شناسی، گروه جغرافیا، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند

۲- علی اکبر رسولی، استاد گروه جغرافیا، دانشکده برنامه‌ریزی و علوم محیطی (نویسنده مسئول)

Email: rasouli@tabrizu.ac.ir-Tel:09141165767

۳- داود مختاری، استاد گروه جغرافیا، دانشکده برنامه‌ریزی و علوم محیطی

۴- ستادیار، گروه جغرافیا، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند

از نوع GEV نوع اول یا گامبل است. توزیع سری زمانی دماهای حدی گرم در ایستگاه کرمانشاه چوله به چپ بوده و تبعیت داده‌ها از توزیع GEV نوع سوم یا ویبول می‌باشد. با توجه به یافته‌های تحقیق تابع توزیع GEV قابلیت زیادی در برازش سری داده‌های حدی دارد.

واژگان کلیدی: توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته، رویدادهای حدی، دماهای حدی، دوره بازگشت، کرمانشاه

مقدمه

تغییرات در رخداد و فراوانی حدی می‌تواند آثار و آسیب‌های شدیدتری را نسبت به تغییرات در متوسط ویژگی‌های اقلیمی داشته باشد (Choi et al, 2008). بنابراین مطالعه تغییرپذیری و تغییر رفتار رویدادهای حدی جوی مهم هستند. گامبل^۱ از پیشگامان کاربرد روش‌های آماری در بررسی رویدادهای حدی در علوم اقلیم‌شناسی و هیدرولوژی بوده که اولین کتاب را در ارتباط با کاربرد آمار در رویدادهای حدی در سال ۱۹۵۸ نوشت. از آن زمان به بعد، تئوری آماری رویدادهای حدی، دستخوش توسعه زیادی شده است. کریستیدیس و همکاران^۲ (۲۰۰۵) بیان داشتند که دمای حداقل و حداکثر در نیمکره شمالی از سال ۱۹۵۰ افزایش قابل توجهی داشته که باعث تغییر در شدت رویدادهای حدی مانند خشکسالی شده است. آن‌ها دریافتند که دمای حداقل و متوسط روند افزایشی داشته است. مونیکا و همکاران^۳ (۲۰۱۱) به مطالعه شاخص‌های بارش حدی در شمال پرتغال طی دوره ۱۹۵۰-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج نشان داد که شاخص‌ها روند افزایشی داشتند. سنسوی و همکاران^۴ (۲۰۱۳) به بررسی روند شاخص‌های اقلیمی در ترکیه در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۰ پرداختند. آن‌ها دریافتند که روزهای تابستان، روزها و شب‌های گرم و شب‌های حاره‌ای در کل ترکیه در حال افزایش است. در حالی که روزهای یخبندان، روزها و شب‌های سرد کاهش یافته‌اند. ایلماز

¹ . Gumbel

¹ . Christidis

² . Monica

³ . Sensoy et al

⁴ . Yilmaz

^۱(۲۰۱۴) شاخص‌های حدی بارش را در دوره موجود (۱۹۸۹-۱۹۷۰) و آینده (۲۰۹۹-۲۰۸۰) در آنتالیای ترکیه بررسی کرد. همه ایستگاه‌ها روند افزایشی معناداری را نشان دادند. بک و همکاران ^۲ (۲۰۱۵) در تحلیل‌های آماری بارش‌های حدی در سنگاپور مشخص کردند که بارش‌های سنگاپور ارتباط زیادی با شاخص‌های نوسان جنوبی و الینو دارد. در مطالعه‌ای که توسط وورکو (۲۰۱۷) جهت بررسی تغییرات اقلیمی و تأثیر آن بر بارش‌های حدی حوضه‌ی رودخانه نیل آبی با استفاده از داده‌های مدل جهانی (GCM) و مدل Hadcm3 انجام شد، مدل‌ها احتمال افزایش بارش حدی در حوضه نیل آبی در آینده را تخمین زدند.

سلیمی فرد و همکاران (۱۳۹۷) با بررسی و ارزیابی دماهای حدی به‌عنوان شاخصی برای آشکارسازی تغییر اقلیم در استان خراسان رضوی نشان دادند که در بین شاخص‌های گرم، ۵ شاخص روزهای تابستانی، شب‌های حاره‌ای، گرم‌ترین شب‌ها، شب‌ها و روزهای گرم دارای روند صعودی معنادار در اکثریت ایستگاه‌های مورد مطالعه بودند. با توجه به تأثیر و اهمیت تغییر فرین‌های اقلیمی برای انسان، هدف اصلی مقاله حاضر بررسی رویدادهای حدی دمایی با استفاده از توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) و روش‌های ناپارامتریک در استان کرمانشاه است. نتایج این بررسی می‌تواند در فراهم آوردن بسترهای لازم برای بررسی میزان آسیب‌پذیری و روش‌های سازگاری و راهکارهای مقابله با آن، مؤثر باشد.

مبانی نظری تحقیق

در اصطلاح هواشناسی و اقلیم‌شناسی انحراف زیاد از وضعیت اقلیمی متوسط، رویداد حدی نامیده می‌شود. به عبارت دیگر، رویدادهای حدی حوادث جوی بسیار نادر (کمتر از صدک ۱۰ یا بیشتر از صدک ۹۰ تابع چگالی احتمال مشاهده شده) و شدیدی هستند که اثرات شدیدی بر روی جامعه و سیستم‌های بیوفیزیکی دارند (Marengo, 2010). در اکثر مطالعات، توجه به تغییر اقلیم فقط از نکته نظر آشکارسازی نوسان در متوسط طولانی‌مدت عناصر اقلیمی است، اما از زمانی که برخی مدل‌های اقلیمی نشان دادند که تغییرات اقلیمی

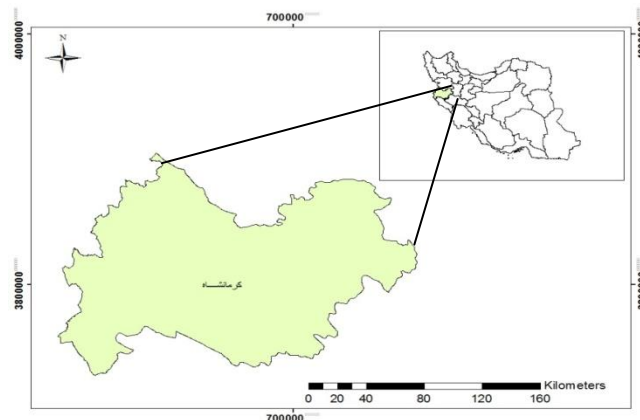
^۱.Beck et al

^۲Work

در قرن ۲۱ سبب افزایش فراوانی فرین‌های اقلیمی می‌شود، مطالعه فرین‌ها بیشتر مورد توجه و دقت قرار گرفت. نتایج بسیاری از تحقیقات گویای این واقعیت است که اقلیم هر منطقه در قرن بیست و یکم بسیار متفاوت‌تر از اقلیم همان منطقه در قرن بیستم خواهد بود و این مسئله نقش فعالیت‌های انسانی در تغییر اقلیم را نشان می‌دهد (جهانبخش و همکاران، ۱۳۹۳).

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه در تحقیق حاضر، استان کرمانشاه می‌باشد (شکل ۱). با توجه به اینکه برای مطالعه رویدادهای حدی بایستی طول دوره آماری بلندمدت باشد لذا در این مطالعه از داده‌های ایستگاه سینوپیتک کرمانشاه که دارای طول دوره آماری ۵۶ ساله (۱۹۶۱-۲۰۱۶) می‌باشد استفاده شد.



شکل (۱): موقعیت منطقه مورد مطالعه

در این مطالعه ابتدا داده‌های دمای حداکثر و حداقل در مقیاس روزانه برای دوره مطالعاتی از سازمان هواشناسی کشور اخذ و پس از بازسازی داده‌های ناقص کیفیت داده‌ها کنترل گردید. سری داده‌ها ابتدا مورد تحلیل روند و سپس تحلیل فراوانی وقایع حدی قرار گرفتند.

در تحقیق حاضر، جهت بررسی و تحلیل روند رویدادهای حدی، 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 گروه در مجموع ۱۶ نمایه اصلی را با تأکید عمده بر روی دماهای حدی ارائه نموده‌اند که از سری داده‌های روزانه ثبت شده قابل استخراج است (Zhang et al., 2006: 22104).

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

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

در رابطه فوق، n طول دوره آماری، X_j و X_i به ترتیب داده زام و 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:

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

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

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

روند آن بودن منفی صورت در و داده‌ها صعودی سری روند باشد مثبت Z آماره در صورتی که

¹. World Meteorological Organization-Commission for Climatology(WMO-CCL)

². Research Program on Climate Variability and Predictability(CLIVAR)

شیب خط روند (β) سری مربوط به رویدادهای حدی با استفاده می‌شود گرفته نظر در نزولی (Kumar et al., 2009: 176)، به شرح زیر برآورد گردید Sen از تخمین تر شیب

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

توزیع GEV که توسط جنکینسون^۱ (۱۹۵۵) معرفی گردیده و به‌طور گسترده جهت مدل‌سازی رویدادهای حدی به کار رفته است، یک توزیع ۳ پارامتره انعطاف‌پذیر می‌باشد که سه نوع توزیع مقدار حدی را در خود ترکیب کرده است. اگر $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ عبارت از یک سری متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان باشند که x_j بالاترین مقدار این سری در j امین سال باشد، توزیع رویداد حدی x_j معمولاً از طریق توزیع GEV برآورد می‌شود که تابع چگالی احتمال توزیع به شرح زیر است (Rao and Hamed, 2000: 205):

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \left[1 - \xi \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{1}{\xi}-1} e^{-\left[1 - \xi \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{1}{\xi}}}, & \text{if } \xi \neq 0 \\ \frac{1}{\sigma} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)}, & \text{if } \xi = 0 \end{cases} \quad (6)$$

در رابطه فوق، μ و σ پارامترهای تابع توزیع می‌باشند که به ترتیب به پارامترهای شکل، مقیاس و موقعیت موسوم‌اند. پارامتر موقعیت گویای میانگین است، پارامتر مقیاس، بی‌بعد بوده و با میزان کشیدگی توزیع را کنترل می‌کند و پارامتر شکل، طبیعت و چگونگی دنباله توزیع را بیان می‌کند. تابع توزیع تراکمی GEV به شرح زیر می‌باشد:

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\left[1 - \xi \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]^{\frac{1}{\xi}}\right\}, & \text{if } \xi \neq 0 \\ \exp\left\{-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right\}, & \text{if } \xi = 0 \end{cases} \quad (7)$$

در رابطه فوق، $F(x)$ احتمال کوچک‌تری^۲ می‌باشد. در تابع توزیع مذکور، اگر پارامتر ξ مساوی صفر باشد، تابع توزیع GEV از نوع ۱ می‌باشد که موسوم به گامبل است،

^۱. Jenkinsson

^۲. Non-Exceedance Probability

در صورتی که پارامتر ξ بزرگتر از صفر باشد، تابع GEV از نوع ۲ یا فریسه می‌باشد و در صورتی که پارامتر ξ کوچکتر از صفر باشد، تابع GEV از نوع ۳ یا ویبول می‌باشد (Sanabria and Cechet, 2010: 5). جهت تخمین پارامترهای این توزیع از سه روش گشتاورها^۱، حداکثر درست‌نمایی^۲ و گشتاورهای احتمالی وزن‌دار^۳ استفاده گردید.

در روش گشتاورها، ابتدا گشتاورهای مرتبه اول جمعیت حول مبدأ مختصات و گشتاورهای مرتبه دوم و سوم آن حول میانگین از روابط زیر به دست آمدند (Rao and Hamed, 2000: 207):

$$\mu_1 = \mu + \frac{\sigma}{\xi} [1 - \Gamma(1 - \xi)] \quad (۸)$$

$$\mu_2 = \frac{\sigma^2}{\xi^2} [\Gamma(1 + 2\xi) - \Gamma^2(1 + \xi)] \quad (۹)$$

$$\mu_3 = \frac{\sigma^3}{\xi^3} [-\Gamma(1 + 3\xi) + 3\Gamma(1 + \xi)\Gamma(1 + 2\xi) - 2\Gamma^3(1 + \xi)] \quad (۱۰)$$

در روش گشتاورهای احتمالی وزن‌دار، پس از مرتب‌سازی داده‌ها به ترتیب صعودی، تخمین پارامترها با استفاده از روابط زیر انجام شد (Hosking et al., 1985):

$$\hat{\xi} = 7.8590 C + 2.9554 C^2 \quad (۱۱)$$

کاربرد روش حداکثر درست‌نمایی برای تابع توزیع GEV اولین بار توسط جنکینسون^۴ (۱۹۶۹) برای داده‌های سیلاب به کار رفت. تابع درست‌نمایی برای این توزیع به شرح زیر است:

$$L = \prod_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{\sigma} \left[1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right) \right]^{1/\xi - 1} e^{-[1 - \xi \left(\frac{x_i - \mu}{\sigma} \right)]^{1/\xi}} \right\} \quad (۱۲)$$

^۱ . Moments

^۲ .Maximum Likelihood Method

^۳ . Probability Weighted Moments

^۴ . Jenkinson

پس از تخمین پارامترهای تابع توزیع GEV، مقادیر سطوح بازگشت یا چندک^۱ (یعنی مقدار متغیر با دوره‌های بازگشت T سال) برای دوره‌های بازگشت ۵، ۱۰، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال از رابطه زیر به دست آمد:

$$Z_p = \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}}{\xi} \left[1 - \left\{ -\log\left(1 - \frac{1}{T}\right) \right\}^{\xi} \right] \quad (۱۳)$$

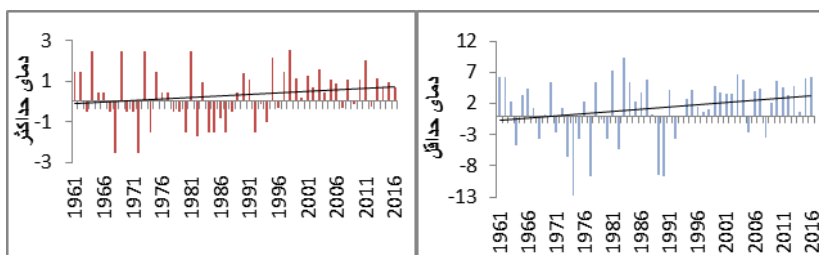
با استفاده از واریانس چندک، باند اطمینان برای چندک از رابطه زیر به دست آمد:

$$\hat{Z}_p \pm 1.96 \text{ var} \sqrt{(\hat{Z}_p)} \quad (۱۴)$$

تجزیه و تحلیل

در شکل ۲، میزان انحراف مقادیر مشاهداتی دمای حداکثر و حداقل در ایستگاه کرمانشاه در طی ۵۶ سال گذشته، نسبت به میانگین دوره استاندارد (۱۹۹۰-۱۹۶۱) نشان داده شده است. دوره ۱۹۶۱ تا ۱۹۹۰ توسط سازمان جهانی هواشناسی به عنوان دوره نرمال استاندارد تعیین شده است (Laurson and cappelen, 1998: 2). با توجه به شکل مذکور، روند افزایشی در آنومالی دمای حداقل و حداکثر مشهود است. با استفاده از آزمون نا پارامتریک من-کندل، روند نمایه‌های مربوط به دماهای حدی، مورد آزمون قرار گرفت و مقادیر آماره Z و شیب خط روند آن‌ها محاسبه شد. جدول ۱ مقادیر مذکور را نشان می‌دهد. در جدول مذکور، ارقام پررنگ نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰٪، علامت * نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵٪ و علامت ** نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪ است. در ستون β ، واحد برحسب واحد شاخص در یک دهه می‌باشد.

^۱. Quantile



شکل (۲): میزان انحراف مقادیر مشاهداتی وقایع حدی نسبت به میانگین دوره پایه (۱۹۶۱-۱۹۹۰) در کرمانشاه

جدول (۱): مقادیر آماره Z و شیب خط روند شاخص‌های حدی β در ایستگاه کرمانشاه طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۱

β	Z	نام نمایه	کد	
-۰/۳۸	-۴/۱۴**	روزهای یخبندان	FD0	۱
-۰/۴۳	۴/۲۳**	روزهای تابستانی	SU25	۲
۰	-۱/۶	روزهای یخی	ID0	۳
-۰/۱۷	۳/۸۲**	شب‌های حاره‌ای	TR20	۴
-۰/۴۱	۲/۱۹*	طول فصل رشد	GSL	۵
-۰/۰۱	۱/۳۷	بیشترین مقدار دمای حداکثر	TX_X	۶
-۰/۰۴	۲/۱۱*	بیشترین مقدار دمای حداقل	TN_X	۷
-۰/۰۴	۱/۶۲	کمترین مقدار دمای حداکثر	TX_n	۸
-۰/۰۶	۱/۸۲	کمترین مقدار دمای حداقل	TN_n	۹
-۰/۴۲	-۳/۷۶**	شب‌های سرد	TN10 _p	۱۰
-۰/۹۶	۶/۳۵**	شب‌های گرم	TN90 _p	۱۱
-۰/۰۴	-۳/۰۳**	روزهای سرد	TX10 _p	۱۲
-۰/۶۹	۴/۷۶**	روزهای گرم	TX90 _p	۱۳
۰	۰/۱۳	نمایه طول دوره گرما	WSDI	۱۴
-۰/۰۳	-۳/۳۸**	نمایه طول دوره سرما	CSDI	۱۵
-۰/۰۴	-۱/۱۲	دامنه دمای سالانه	ETR	۱۶

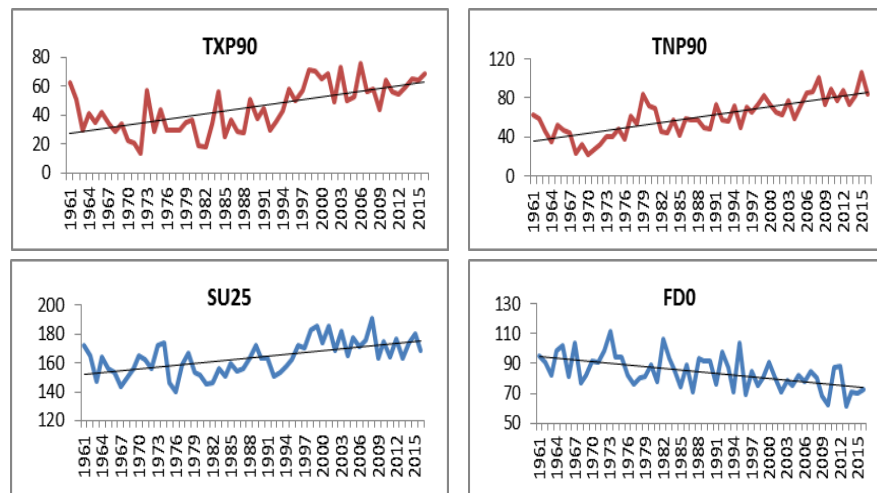
بر اساس جدول ۱، سری زمانی روزها و شب‌های سرد روند نزولی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹٪ داشته است که نشان‌دهنده کاهش تعداد روزها و شب‌های سرد می‌باشد. آهنگ کاهش شب سرد بیشتر از روز سرد می‌باشد. در طول دوره مطالعاتی، سال ۲۰۱۰ کمترین تعداد شب‌های سرد و سال ۱۹۶۴ بیشترین تعداد شب‌های سرد را داشته‌اند. شب‌ها و روزهای گرم دارای روند صعودی می‌باشند. سال ۲۰۱۵ با تعداد ۱۰۶ شب و سال ۱۹۷۰ با تعداد ۲۲ شب به ترتیب بیشترین و کمترین تعداد شب گرم را ثبت کردند. سال ۲۰۰۶ با ۷۶ روز گرم بیشترین تعداد روزهای گرم را به خود اختصاص داده است.

کمترین مقدار دمای حداقل سالانه ۲۷- و مربوط به ششم فوریه ۱۹۷۴ می‌باشد. بیشترین و کمترین مقادیر سالانه دمای حداقل روزانه (به ترتیب TN_n و TN_x) طی دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۶۱ روند صعودی داشته‌اند. بیشترین مقدار دمای حداکثر روزانه (TX_x) مشاهده‌شده در ایستگاه کرمانشاه ۴۴/۱ درجه سانتی‌گراد است که در تاریخ ۱۶ ژوئیه ۱۹۹۸ ثبت شده است. این شاخص همانند مقدار سالانه کمترین مقدار دمای حداکثر روزانه (TX_n) روند معنی‌داری را طی نیم سده گذشته نشان نمی‌دهد.

شاخص روزهای تابستانی ($SU25$) و شب‌های حاره‌ای ($TR20$) افزایش معنی‌داری را با سطح اطمینان ۹۹٪ تجربه نموده‌اند. روزهای یخی ($ID0$) یعنی روزهایی که دمای حداکثر زیر صفر است و روزهای یخبندان (FDO) یعنی روزهایی که دمای حداقل زیر صفر است، روند نزولی را تجربه نموده‌اند. از سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۶ تعداد روزهای یخی برابر با صفر می‌باشد. روند کاهشی روزهای یخبندان با آهنگ ۰/۳۸ روز در دهه در سطح ۹۹٪ معنی‌دار می‌باشد. بیشترین تعداد روز یخبندان در سال ۱۹۷۳ (۱۱۲ روز) ثبت شده است.

شاخص دامنه دمای سالانه (ETR) یعنی میزان اختلاف بین دمای حداقل و حداکثر روند کاهشی دارد. میزان این کاهش ۰/۰۴ درجه سانتی‌گراد در هر دهه بوده است. بدین معنی که افزایش بیشتر دمای حداقل نسبت به دمای حداکثر سبب کاهش دامنه دما شده است. طول فصل رشد (GSL) دارای روند صعودی با سطح اطمینان ۹۵٪ و طول دوره سرما ($CSDI$) دارای روند کاهشی با سطح اطمینان ۹۹٪ می‌باشد. در بین سال موردبررسی

سال ۲۰۰۹ از طولانی‌ترین طول فصل رشد و سال ۱۹۸۵ از کوتاه‌ترین فصل رشد برخوردار می‌باشد. نمایه طول دوره گرما (WSDI) دارای روند صعودی می‌باشد اما بر اساس سطح معنی‌داری روند شاخص مذکور معنی‌دار نیست. در بین شاخص‌های مورد بررسی، شاخص شب‌های گرم، روزهای گرم، روزهای تابستانی دارای بالاترین روند صعودی و شاخص روزهای یخبندان دارای بالاترین روند نزولی بوده‌اند. شکل ۳ سری زمانی و روند خطی شاخص‌های مذکور را نشان می‌دهد.



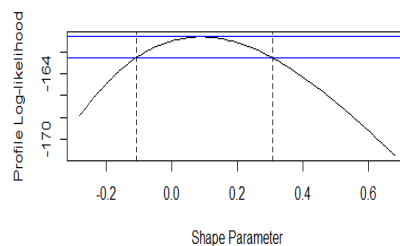
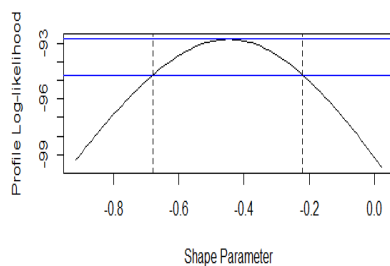
شکل (۳): سری زمانی و روند خطی روزهای گرم (TX90P)، شب‌های گرم (TN90P)، روزهای تابستانی (SU25) و شب‌های حاره‌ای (TR20)

تحلیل شاخص‌های مرتبط با دو عنصر دمای حداقل و دمای حداکثر در کرمانشاه حاکی از وجود گرمایش در این منطقه است. نتایج نشان می‌دهد که بیشترین میزان گرمایش در دمای حداقل صورت گرفته است. گزارش‌های پژوهشگران نیز نشان می‌دهد که عموماً روند دمای حداقل و حداکثر متفاوت از هم بوده و در اکثر موارد نرخ افزایش دمای حداقل بزرگ‌تر از نرخ افزایش دمای حداکثر بوده است (Niedzwiedz et al., 1996). افزایش نمایه‌های مرتبط با دمای حداقل می‌تواند ناشی از اثرات افزایش گازهای گلخانه‌ای جو باشد که از عوامل اساسی مؤثر بر بیلان تابش بلند زمینی هستند و دمای حداقل نیز نتیجه بیلان

تابش بلند زمین می‌باشد (مسعودیان، ۱۳۸۴: ۹۳). به منظور تحلیل رفتار دنباله توزیع و فراوانی رویدادهای حدی طی دوره پایه با استفاده از مدل بلوک ماکزیمما، توزیع GEV به سری داده‌های موردنظر برازش داده شد و مقادیر پارامترهای آن‌ها با استفاده از سه روش گشتاورها، گشتاورهای احتمالی وزن‌دار و حداکثر درست‌نمایی برآورد گردید که این مقادیر به همراه خطای استاندارد آن‌ها در جدول ۲ مشاهده می‌شود. بر اساس جدول مذکور، مقادیر تخمین زده شده برای پارامترها با استفاده از سه روش به کار رفته، نزدیک به هم می‌باشد، اما مقدار خطای استاندارد در روش حداکثر درست‌نمایی کمتر است. همچنین رویکرد حداکثر درست‌نمایی به‌عنوان کارآمدترین و کامل‌ترین روش برآورد پارامتر محسوب می‌شود که در مقایسه با روش‌های دیگر، کوچک‌ترین واریانس نمونه را برای تخمین پارامترها و به تبع آن برآورد چندک‌ها به دست می‌دهد (Rao and Hamed, 2000) از این رو در اینجا روش حداکثر درست‌نمایی مبنای کار قرار گرفت. مطابق جدول ۲، با هر سه روش مورد بررسی پارامتر شکل در مورد دماهای حدی سرد، از صفر بزرگ‌تر است. نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی برای پارامتر ξ توزیع دماهای حدی در شکل ۴ نشان داده شده است. در شکل مذکور، باندهای اطمینان ۹۵٪ با نقطه‌چین‌های قائم مشخص شده است. بر اساس شکل مذکور، پارامتر شکل توزیع دماهای حدی سرد و باند اطمینان ۹۵٪ آن (۰/۳، -۰/۱)، صفر را دربر می‌گیرد و توزیع GEV از نوع اول یا گامیل می‌باشد. با توجه به مقدار پارامتر شکل (ξ) و فاصله اطمینان ۹۵٪ آن، برای دماهای حدی گرم در کرمانشاه (۰/۲۱، -۰/۶۷)، می‌توان نتیجه گرفت که پارامتر شکل از صفر فاصله گرفته و توزیع در بخش منفی قرار دارد. بر این اساس می‌توان گفت که در منطقه مورد مطالعه، دماهای حداکثر پایین‌تر نسبت به مقادیر بالاتر، بیشتر اتفاق افتاده است. توزیع سری زمانی دماهای حدی گرم در ایستگاه کرمانشاه چوله به چپ بوده و تبعیت داده‌ها از توزیع GEV نوع سوم یا ویبول می‌باشد. پارامتر موقعیت (μ) نشان‌دهنده میانگین حداکثر مطلق دما بوده که بر اساس روش حداکثر درست‌نمایی برای دماهای حدی سرد برابر با -۱۰/۶۶ و برای دماهای حدی گرم برابر با ۴۱/۵۰ می‌باشد. مقادیر پارامتر مقیاس (σ) حاکی از این است که کشیدگی توزیع دماهای حدی سرد بیشتر از کشیدگی توزیع دماهای حدی گرم می‌باشد.

جدول (۲): پارامترهای مدل بلوک ماکزیمما به همراه خطای استاندارد (اعداد داخل پرانتز) با سه روش مختلف برای دماهای حدی سرد و گرم طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۶۱ در ایستگاه کرمانشاه.

پارامتر ایستگاه	روش گشتاورها			روش گشتاورهای احتمالی وزن دار			روش حداکثر درست نمایی		
	μ	σ	ξ	μ	Σ	Ξ	μ	σ	ξ
دمای حدی سرد	-۱۰/۵۹ (۰/۹۳)	۳/۴۴ (۰/۸۵)	۰/۱۱ (۰/۹۴)	-۱۰/۵۵ (۰/۹۷)	۳/۴۸ (۰/۹۳)	۰/۱۰ (۰/۲۲)	-۱۰/۶۶ (۰/۵۱)	۳/۴۳ (۰/۳۹)	-۰/۰۹ (۰/۱۱)
دمای حدی گرم	۴۱/۴۵ (۰/۸۳)	۱/۳۹ (۰/۶۰)	-۰/۳۸ (۰/۱۷)	-۱۳/۶۲ (۰/۱۵)	-۰/۴۴ (۰/۱۱)	-۰/۳۷ (۰/۱۳)	۴۱/۵۰ (۰/۲۰)	۱/۳۸ (۰/۱۵)	-۰/۴۴ (۰/۱۱)

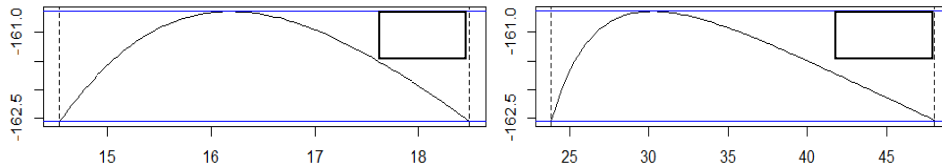


شکل (۴): نیمرخ لگاریتم درست نمایی پارامتر شکل، سمت راست: دماهای حدی سرد، سمت چپ: دماهای حدی گرم

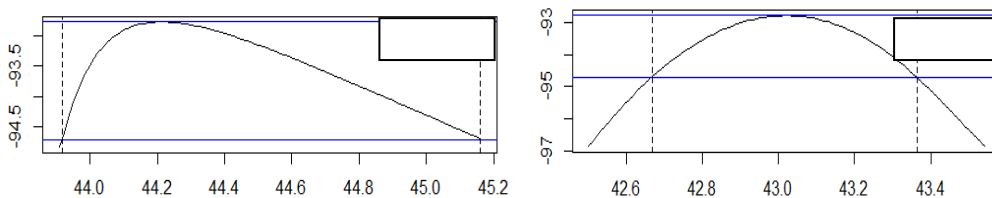
پس از تخمین پارامترها، مقادیر چندک (سطوح بازگشت) برای رویدادهای حدی، در دوره‌های بازگشت ۵، ۱۰، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ سال برای ایستگاه کرمانشاه محاسبه گردید (جدول ۳). بر اساس نتایج به دست آمده، رویدادهای حدی با دوره بازگشت ۱۰۰ ساله تقریباً معادل با بالاترین مقدار ثبت شده در طی دوره آماری مورد مطالعه (۱۹۶۱-۲۰۱۶) می‌باشد.

جدول (۳): مقادیر چندک دماهای حدی سرد و گرم با مدل بلوک ماکزیمما برحسب °C در دوره‌های بازگشت مختلف با فواصل اطمینان ۹۵٪ (اعداد داخل پرانتز) طی دوره زمانی ۱۹۶۱-۲۰۱۶ در ایستگاه کرمانشاه.

دوره بازگشت ایستگاه	سال ۵	سال ۱۰	سال ۲۵	سال ۵۰	سال ۱۰۰
دمای حدی سرد	-۱۶/۸ (-۱۸/۵ ، -۱۴/۵)	-۱۹/۳ (-۲۳/۳ ، -۱۷)	-۲۳/۴ (-۳۰ ، -۱۹/۹)	-۲۶/۷ (-۳۷/۴ ، -۲۲)	-۳۰/۲ (-۴۷ ، -۲۳/۸)
دمای حدی گرم	۴۳/۰ (۴۳/۴ ، ۴۲/۷)	۴۳/۵ (۴۳/۹ ، ۴۳/۲)	۴۳/۹ (۴۴/۴ ، ۴۳/۶)	۴۴/۱ (۴۴/۷ ، ۴۳/۸)	۴۴/۲ (۴۵ ، ۴۳/۹)



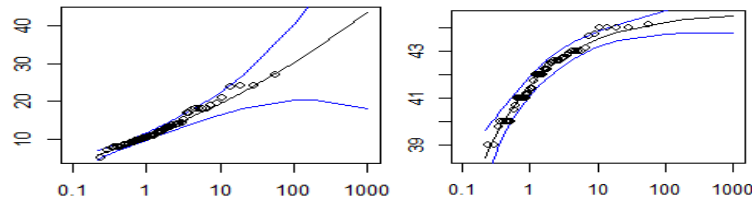
شکل (۵): نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی تابع *GEV* برای دماهای حدی سرد در دوره ۱۹۶۱-۲۰۱۶



شکل (۶): نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی تابع *GEV* برای دماهای حدی گرم در دوره ۱۹۶۱-۲۰۱۶

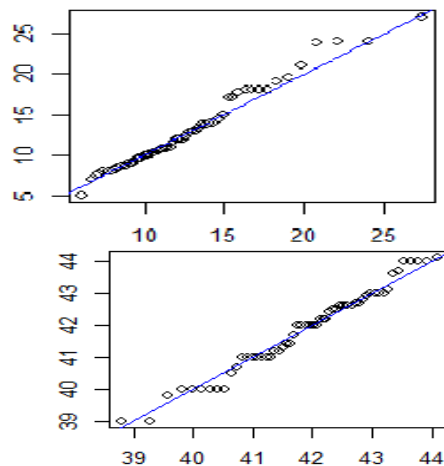
نیمرخ‌های لگاریتم درست‌نمایی (اشکال ۵ و ۶) نشان دادند که برای دوره بازگشت ۵ ساله میزان تقارن در نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی بیشتر از دوره بازگشت ۱۰۰ ساله می‌باشد. بدین معنی که عدم تقارن در سطح نیمرخ لگاریتم درست‌نمایی با افزایش دوره بازگشت بیشتر می‌شود؛ زیرا داده‌های مشاهداتی، اطلاعات کمتری در ارتباط با مقدار چندک در دوره‌های بازگشت بالا به دست می‌دهند. همچنین منحنی‌های رشد برای دماهای حدی

سرد و گرم در شکل ۷ نشان داده شده است. منحنی‌های رشد نشان دادند که با افزایش دوره بازگشت، فواصل باندهای اطمینان نیز افزایش می‌یابد. بدین معنی که اطلاعات کافی جهت تخمین دقیق مقادیر رویدادهای حدی در دوره‌های بازگشت بیش از ۱۰۰ سال وجود ندارد و نشان‌دهنده وقوع عدم قطعیت زیاد در زمانی است که استنتاج فراتر از محدوده داده‌ها انجام می‌گیرد. همچنین مطابق شکل ۹ در منطقه مورد مطالعه، بیشتر دماهای حدی سرد و گرم دارای دوره بازگشت ۱۰ ساله می‌باشند.



شکل (۷): منحنی‌های رشد دماهای حدی سرد (چپ) و گرم (راست) با باند اطمینان ۹۵٪ در دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۱ در ایستگاه کرمانشاه

به منظور ارزیابی صحت مدل GEV برازش داده شده به رویدادهای حدی سرد و گرم، نمودارهای چندک-چندک (Q-Q) برای ایستگاه کرمانشاه ترسیم گردید (شکل ۸). همان‌طور که در شکل نشان داده شده است، هر مجموعه از نقاط ترسیم شده تقریباً خطی هستند که حاکی از این است که مدل بلوک ماکزیمم برازش نسبتاً خوبی با سری داده‌ها دارد.



شکل (۸): نمودارهای Q-Q پس از برازش GEV به مقادیر دمای حدی سرد (چپ) و گرم (راست) در ایستگاه کرمانشاه (۱۹۶۱-۲۰۱۶).

یافته‌ها و بحث

نکته قابل توجه در پژوهش‌های پیشین، بررسی وجود یا عدم وجود تغییرات معنی‌دار در نمایه‌های حدی اقلیمی بوده است. هرچند این نمایه‌ها جزو روش‌های ساده ارزیابی رویدادهای حدی بوده و جهت کاربرد آسان می‌باشند، اما همیشه قادر به تخمین دقیق مقادیر حدی در قسمت انتهایی 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 موردنیاز است. از این رو، هدف تحقیق حاضر، تجزیه و تحلیل تغییرات رویدادهای حدی دمایی در دوره مطالعاتی با استفاده از تئوری مقادیر حدی در استان کرمانشاه بود. با توجه به آمار و اطلاعات ایستگاه‌های هواشناسی، این منطقه از نظر اقلیمی از تغییرپذیری شدید برخوردار است و همه‌ساله تحت تأثیر وقوع روزهای خشک بدون بارش متوالی از یک طرف و یا بارش‌های سنگین ناگهانی از طرف دیگر، همراه با افزایش یا کاهش شدید دما به‌عنوان فرین‌های اقلیمی است. نتایج حاصل از روش‌های بلوک ماکزیمما نشان داد که در منطقه مورد مطالعه از شدت و فراوانی رویدادهای حدی سرد

کاسته شده و بر شدت و فراوانی رویدادهای حدی گرم افزوده می‌شود. شب‌های گرم یعنی درصد روزهایی که دمای حداقل روزانه بالای صدک ۹۰ام باشد و روزهای گرم یعنی درصد روزهایی که دمای حداکثر روزانه بالای صدک ۹۰ام است دارای روند صعودی می‌باشند. روند افزایشی بیشترین مقدار سالانه دمای حداقل روزانه در سطح ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. مقدار شیب خط روند برای شاخص مذکور ۰/۰۴ درجه سانتی‌گراد در دهه می‌باشد. همچنین در تمام دوره‌های بازگشت، مقدار دماهای حدی گرم و سرد نسبت به دوره پایه افزایش می‌یابند. افزایش دماهای حدی گرم در منطقه می‌تواند اثرات خشک‌سالی را به‌طور قابل ملاحظه‌ای افزایش دهد.

نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر روند تغییرات ۱۶ شاخص اقلیمی مرتبط با دماهای حدی در ایستگاه سنوپتیک کرمانشاه در دوره ۲۰۱۶-۱۹۶۱ با استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک مورد تحلیل قرار گرفت. افزون بر این، تحلیل فراوانی پارامترهای مذکور با استفاده از تابع توزیع GEV انجام شد. نتایج نشان داد که در ارتباط با نمایه‌های حدی سرد نظیر روزهای یخبندان، روزهای یخی، روزها و شب‌های سرد جهت تغییرات منفی و در ارتباط با نمایه‌های حدی گرم نظیر روزهای تابستانی، شب‌های حاره‌ای، شب‌ها و روزهای گرم جهت تغییرات مثبت با سطح اطمینان ۹۹٪ می‌باشد. به دلیل اینکه نرخ افزایشی دمای حداقل بیشتر از دمای حداکثر بوده، دامنه شبانه‌روزی دما در منطقه کاهش پیدا کرده است. نوری و همکاران (۱۳۹۱)، رضایی بنفشه و همکاران (۱۳۹۰)، رحیم زاده و عسگری (۱۳۸۳)، محمدی و تقوی (۱۳۸۴)، معروفی و همکاران (۲۰۱۱) نیز در بررسی روند رویدادهای حدی به نتایج مشابه این تحقیق دست‌یافته‌اند. همچنین نمودارهای مقادیر چندک‌های دمای حداقل و حداکثر در دوره‌های بازگشت T ساله با فاصله اطمینان ۹۵٪ ترسیم گردید. با توجه به نمودارهای مذکور می‌توان مقادیر حدی پارامتر موردنظر را به ازای دوره بازگشت مشخص تخمین زد. نتایج این قسمت از تحقیق به برنامه‌ریزان در امور مختلف کمک خواهد کرد که از احتمال وقوع خطر رویدادهای حدی اقلیمی که در دوره‌های کوتاه داده‌های ثبت‌شده در دسترس نیستند، آگاهی داشته و برای حل مسائل مرتبط با آن اقدام عملی مبتنی بر علم داشته باشند.

منابع

- جهانبخش اصل، سعید، خورشیددوست، علی‌محمد، دین‌پژوه، یعقوب، سرافروزه، فاطمه، (۱۳۹۳)، تحلیل روند و تخمین دوره‌های بازگشت دما و بارش‌های حدی در تبریز، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۱۸، صص ۱۰۷-۱۳۳.
- سلیمی فرد، مژده، ثنایی نژاد، سید حسین، جباری نوقابی، مهدی، ثابت دیزاوندی، لیلا، (۱۳۹۷)، شناسایی اثر تغییر اقلیم بر پدیده‌های حدی دما در استان خراسان رضوی، *نشریه پژوهش‌های اقلیم‌شناسی*، سال هشتم، شماره ۲۹-۳۰.
- رحیم‌زاده، فاطمه؛ عسگری، احمد. ۱۳۸۳. نگرشی بر تفاوت نرخ افزایش دمای حداقل و حداکثر و کاهش دامنه شبانه‌روزی دما در کشور. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۷۳: ۱۷۱-۱۵۳.
- رضایی بنفشه، مجید، سرافروزه، فاطمه، جلالی عنصرودی، طاهره، (۱۳۹۰)، بررسی روند دما و بارش‌های روزانه حدی در حوضه دریاچه ارومیه، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۳۸، صص ۷۴-۳۴.
- محمدی، حسین؛ تقوی، فرحناز. (۱۳۸۴)، روند شاخص‌های حدی دما و بارش، در تهران. *پژوهش‌های جغرافیایی*. شماره ۵۳: ۱۷۲-۱۵۲.
- مسعودیان، سیدابوالفضل. (۱۳۸۴) بررسی روند دمای ایران در نیم سده گذشته. *پژوهش‌های جغرافیایی*. شماره ۳۷ (۵۴): ۴۵-۲۹.
- نوری، حمید، ایلدرمی، علیرضا، (۱۳۹۱)، تحلیل شرایط هم‌دید و دینامیک رویدادهای بارشی سنگین سواحل جنوبی خزر در مقایسه با ایران‌زمین، *نشریه جغرافیا و برنامه‌ریزی*، شماره ۴۱، ۱۹۷-۲۳۶.
- 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.
- Christidis N., Stott P.A., Brown S., Hegerl GC., Caesar J. 2005. Detection of changes in temperature extremes during the second half of the 20th century. *Geophys Res Lett*. doi: 10.1029/2005GL023885.

- Choi G., Kwon W.T., Boo K.O., Cha Y.M. 2008. Recent spatial and temporal changes in means and extreme events of temperature and precipitation across the Republic of Korea. *Journal of the Korean Geographical Society* 43: 681–700.
- Hosking, J. R. M.; Wallis, J. R.; Wood, E. F. 1985. Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability-weighted moments. *Technometrics* 27: 251–261.
- Jenkinson, A.F. 1955. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) of meteorological elements. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society* 81: 158-171.
- Jenkinson, A. F. 1969. Estimation of maximum floods. Technical Note 98, Ch. 5: 183–257. World Meteorological Organization, Geneva, Switzerland.
- 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.
- Laursen, E. V.; Cappelen, J. 1998. Observed hours of bright sunshine in Denmark with climatological standard normals, 1961-90. Danish Meteorological Institute, Technical Report 98-4.
- 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.
- Mónica S., Santos F. 2011. Trends in extreme daily precipitation indices in Northern of Portugal. *Geophysical Research Abstracts*. Vol. 13, EGU2011-11285.
- Marengo, J.A. 2010. Extreme Weather and Climate Events in Brazil. *FBDS*, P. 76.
- Niedzwiedz, T.; Ustrnul, Z.; Szalai, S.; Weber, R.O. 1996. Trends of maximum and minimum daily temperatures in central and southeastern Europe. *International Journal of Climatology* 16:765–782.

- Rao, A. R.; Hamed, K. H. 2000. Flood Frequency Analysis, CRC Press.
- Sensoy S, Turkoglu N, Akcakaya A, Ekikici M, Ulupinar Y, Atay H, Tuvan A, Demirbas H. 2013. Trends in Turkey Climate indices from 1960 to 2010. 6th Atmospheric Science Symposium - ATMOS 2013 3 - 5 Haziran 2013, İstanbul.
- Sanabria, L.A.; Cechet, R. P. 2010. Extreme value analysis for gridded data. International Congress on Environmental Modelling and Software Modelling for Environment's Sake. International Environmental Modelling and Software Society (iEMSs) Fifth Biennial Meeting, Ottawa, Canada.
- Yilmaz A.G. 2014. The effects of climate change on historical and future extreme rainfall in Antalya, Turkey. Hydrological Sciences Journal. doi:10.1080/02626667.2014.945455.
- Zhang, Y.; Xu, Y.; Dong, W.; Cao, L.; Sparrow, M. 2006. A future climate scenario of regional changes in extreme climate events over China using the PRECIS climate model. Geophysical Research Letters 33 (24), DOI: 10.1029/2006GL027229.
- Worku, L., (2017), "Climate Change Impact on Variability of Rainfall Intensity in Upper Blue Nile Basin, Ethiopia", Scnd NASA GHA workshop on Seasonal Prediction Hydro Climatic Extremes in Greater Horn of Africa.