

## ارزیابی روش‌های آماری در برآورد طول دوره‌های خشک (مطالعه موردی: استان کهگیلویه و بویراحمد)

سید کرامت هاشمی عنا \*

استادیار گروه جغرافیا و برنامه‌ریزی شهری، دانشگاه یاسوج، یاسوج، ایران

### چکیده

ارزیابی و تعیین کارایی مدل‌های آماری جهت برآورد زمان شروع و اتمام دوره‌های خشک بسیار مهم است و در پژوهش‌های مرتبط با بخش‌های مختلف مانند منابع آب، کشاورزی، آبخیزداری کاربرد زیادی دارد. برای انجام این پژوهش در ابتدا از ۱۱ ایستگاه باران‌سنجی با طول دوره (۲۰۲۰-۱۹۹۱)، برای تحلیل طبقات بارشی و استخراج دوره‌های خشک با تداوم بیش از ۱۵ روز استفاده شد. برای شناخت و برازش دقیق رفتار طول دوره‌های خشک استان کهگیلویه و بویراحمد در ابتدا الگوریتم‌های توابع توزیع احتمال آماری ۱۰ مدل مورد برازش قرار گرفت. سطح اعتماد برای توزیع ثنوری و تجربی هر مدل تخمین و برآورد شد. در مرحله بعد از روش (SWARA) برای وزن‌دهی مدل‌های اولیه استفاده شد و نتایج نشان داد که سه مدل آماری شامل توزیع مدل‌های مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰، توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع ویبول بیش از ۸۵ درصد وزن دوره‌ها را تبیین می‌کنند و در تحلیل نهایی از آنها استفاده شد. رفتار اقلیمی دوره‌های خشک برپایه وضعیت گذشته و حال نشان داد که در آینده میانگین دوره‌های خشک از شرق به غرب و از شمال به جنوب افزایش پیدا می‌کند. نتایج نشان داد که میانگین دوره‌های خشک سالانه بین ۷ تا ۹ روز و انحراف از میانگین آنها نیز بین ۹ تا ۱۲ روز تغییر می‌کند. توزیع دوجمله‌ای منفی بیشترین وزن را در برآورد مناطق شرق و شمال‌شرق استان (به طور متوسط ۸۷ درصد وزن دوره‌ها در هر ایستگاه) و مدل توزیع ترکیبی مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰ بیشترین وزن را در مناطق گرمسیری جنوب و جنوب‌غرب استان کهگیلویه و بویراحمد (۸۳ درصد وزن دوره‌ها) و همچنین توزیع برازش ویبول نیز ۹۱ درصد وزن دوره‌ها را برای مناطق مرکزی استان تبیین نمود. در گستره کلی استان کهگیلویه و بویراحمد نیز توزیع دوجمله‌ای منفی بین مقادیر مشاهداتی و برآورده شده وزن خوبی را تبیین نموده است. کاربرد این نتایج می‌تواند ما را در شناخت رفتار دوره‌های تر و خشک یاری نماید

**کلید واژه‌ها:** مدل‌سازی، توزیع آماری، دوره‌های خشک، مدل SWARA، کهگیلویه و بویراحمد

## ۱- مقدمه

دوره‌های خشک دنباله‌ای از روزهای بدون بارندگی هستند که تغییر در زمان‌بندی آن می‌تواند پیامدهای منفی از جمله به هم خوردن امنیت آب، غذا، سلامت و کشاورزی برای جوامع مختلف داشته باشند. لسک و همکاران (Lesk et al., 2016)؛ به (Ye, 2018). در واقع شدت و مدت دوره‌های خشک با تعداد روزهای بدون بارندگی نسبت مستقیم دارد.

دوره‌های خشک و خشک‌سالی دو پدیده آب و هوایی هستند که در اثر نبود یا کاهش بارش اتفاق می‌افتد. خشک‌سالی در یک مدت طولانی اتفاق می‌افتد و پیامد آن ظهور دوره‌های خشک متوالی و اثرگذار در مقیاس زمانی کوتاه‌تر و شدیدتر است. سوشی و همکاران (Thoithi et al., 2021). به همین علت انواع دوره‌های خشک مانند؛ دوره‌های خشک هواشناسی، دوره‌های خشک کشاورزی، دوره‌های خشک اجتماعی-اقتصادی و دوره‌های خشک هیدرولوژیکی است. دوره‌های خشک شدید به خشک‌سالی‌های هواشناسی اشاره دارد. وان و همکاران (Van et al., 2016) از مهم‌ترین علل حادث شدن دوره‌های خشک را می‌توان به تغییرات ناگهانی آب‌وهوا، خشک‌سالی‌های پی‌درپی و تقاضا برای مصرف بیشتر آب و هدر رفت آن در کشاورزی دانست. سینگا و همکاران (Singh et al., 2014). پیامد طولانی‌شدن دوره‌های خشک وقوع رخدادهایی مانند؛ کاهش جریان و سرعت رودخانه‌ها، کاهش کیفیت آب، وقوع آتش‌سوزی‌ها، شیوع و انتقال بیماری‌ها، افزایش مهاجرت، جنگل‌زایی، کاهش راندمان در کشاورزی و کاهش امنیت غذایی است. براینل و همکاران (Breinl et al., 2017)؛ وانگ و همکاران (Wang et al., 2020)؛ گاهه و همکاران (Gohe et al., 2017). برآورد و پیش‌یابی دقیق رخداد دوره‌های خشک به کمک روش‌های آماری همیشه با چالش‌های اساسی روبرو بوده است. در واقع انتخاب یک روش آماری برای مشخص نمودن معیارهای دوره‌های خشک مانند؛ برگشت‌پذیری، رخداد، احتمال انتقال چرخه‌های تر و خشک و تداوم آن از اهمیت خاصی برخوردار است. هاشمی‌عنا (Hashemi Ana, 2022).

اطلاعات و دانش قبلی در مورد زمان شروع و طول دوره‌های خشک اهمیت قابل‌توجهی در کشاورزی دیم، برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب و آبیاری و فرآیندهای مختلف تصمیم‌گیری مرتبط با آب‌وهوا دارد. ویژا (Wijayapala, 2011). در بررسی تحلیل‌های آماری موجود برای مطالعه رخداد رویدادهای دوره‌های خشک، مشخص شد که برخی از تحلیل‌ها و روش‌ها دقت و ارزش بررسی بیشتری در برآورد دوره‌های خشک دارند. ماتوگاما و پیریس (Mathugama and Peiris, 2011). به دلیل رفتار آشوبناک بارش و به طبع آن دوره‌های خشک از سالی به سال دیگر متفاوت خواهد بود. بنابراین چالش اساسی تحقیقات پیرامون دوره‌های خشک شناخت و توسعه روش‌ها و تکنیک‌های آماری مناسب برای پیش‌بینی نسبتاً دقیق زمان شروع و پایان دوره‌هاست. پیارس و کولارس (Peiris, and Kularathne, 2018). در پژوهشی آریا و هلنگام (Ariyabandu and Hulangamuwa, 2002)، به این نتیجه رسیدند که تغییرات فصلی دوره‌های خشک و عدم شناسایی زمان رخداد سبب زیان و خسارات سنگینی در کشاورزی مخصوصاً شالی‌کاری در شرق اندوزی شده است. در تحلیل دوره‌های خشک از شاخص‌های آماری متنوعی توسط نویسندگان مختلف استفاده شده است. لانا و همکاران (Lana et al., 2005)؛ اپیفانی و همکاران (Epifani et al., 2018). برای بررسی مطالعات قبلی پیرامون دوره‌های خشک باید تحقیقات را در قالب دو دسته مورد بررسی قرارداد. دسته اول تحقیقاتی است که با رویکرد شاخص پژوهی به بررسی شاخص‌های مورد استفاده مانند؛ طول دوره‌های خشک (LDS<sup>1</sup>)، فراوانی دوره خشک (FDS<sup>2</sup>) و حداکثر دوره‌های خشک (MDS<sup>3</sup>) پرداخته‌اند. تعداد کمی از مطالعات از طول دوره‌های خشک بحرانی (CDS<sup>4</sup>) استفاده کرده‌اند. دسته دوم مطالعاتی است که از یک یا نهایتاً دو نوع مدل آماری مانند زنجیره مارکوف و توزیع دو جمله‌ای منفی برای بررسی رفتار دوره‌ها استفاده می‌کنند. نمونه‌ای از پژوهش‌های داخلی مانند؛ صادقی نیا (۱۳۹۱)؛ محمودی و همکاران (۱۳۹۲)؛ ذوالفقاری و میرزایی (۱۳۹۶)؛ ذبیحی و همکاران (۱۳۹۶)؛ روشنی و همکاران (۱۳۹۹)؛ هاشمی‌عنا (۱۴۰۰)؛ زرین و داداشی (۱۴۰۱)؛ حجازی زاده و

3 - maximum dry spells

4 - critical dry spells

1 - length of the dry spell

2 - frequency of a dry spell

با قبول این اصل که تغییرات اقلیمی در دهه‌های اخیر سبب افزایش رخداد پدیده‌های حدی و فرین مانند دوره‌های خشک و خشک‌سالی در سراسر دنیا شده است، بنابراین استفاده و بکارگیری مدل‌های کارآمد برای آنالیز دقیق داده‌ها و پیش‌بینی رفتار دوره‌ها در آینده ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. آنچه در سنجش کارایی این مدل‌ها مهم است تعیین و پیش‌بینی زمان شروع رخداد دوره‌های خشک است. لذا هدف اصلی و مهم این پژوهش، مدل‌سازی رفتار دوره‌های خشک و تعیین وزن مدل مناسب جهت برآزش دوره‌هاست. خروجی نتایج دقیق این مدل‌ها می‌تواند در مدیریت صحیح منابع آب در بخش‌های مهمی مانند کشاورزی و هیدرولوژی در استانی مانند کهگیلویه و بویراحمد که از تنوع اقلیمی و توپوگرافی خاصی برخوردار است کارساز واقع شود.

## ۲- داده‌ها و روش‌ها

برای انجام این پژوهش در ابتدا پایگاه داده‌های روزانه بارش مربوط به ۲۵ ایستگاه باران‌سنجی استان کهگیلویه و بویراحمد استخراج و بعد از یکپارچه‌سازی زمانی و از بین بردن گپ آماری، ۱۱ ایستگاه به‌عنوان ماتریس ابتدایی تنظیم گردید (شکل ۱). با استناد به پژوهش وارگاس و همکاران (Vargas et al., 2011) آستانه‌های ۱، ۵ و ۱۰ میلی‌متر از تقسیم بارش هر سال بر تعداد روزهای سال و محاسبه میانگین روزانه دوره‌ها تعیین شدند. آستانه ۵ میلی‌متر به دلیل این که بیش از ۵۰ درصد وزن دوره‌ها را تبیین می‌نمود به‌عنوان آستانه نهایی در تحلیل مورد استفاده قرار گرفت. با استفاده از تابع IF در نرم‌افزار متلب توالی‌های خشک برای دو معیار حداکثر و میانگین طول دوره‌ها محاسبه و با استفاده از نرم افزار GIS به روش درون‌یابی IDW به پهنه تبدیل شدند. در گام بعدی و مهم این پژوهش برای تعیین کارایی و نیکوئی بهترین مدل در برآزش و برآورد دوره‌های خشک لازم بود که توزیع احتمالاتی و روابط مدل‌های جدول ۱ را مورد بررسی قرار داد تا بهترین مدل را بر اساس آزمون کلموگروف-اسمیرنوف تأیید شود. سپس حداکثرهای مشاهداتی و مورد انتظار برای هرکدام از مدل‌ها برای دوره‌های خشک با آزمون کلموگروف-

همکاران (۱۴۰۲)؛ ؛ مصطفی‌زاده و همکاران (۱۴۰۲) در این راستا انجام شده است. در بین پژوهش‌های خارجی نیز مطالعاتی با بهره‌مندی از مدل‌های ترکیبی انجام شده است. دکتا و همکاران (Deka et al., 2010) به کمک توزیع‌های آماری گسسته از قبیل زنجیره مارکوف مرتبه ۱ و ۲، توزیع دوجمله‌ای منفی، توزیع یکنواخت، توزیع لگاریتمی پواسون و توزیع هندسی پولیا-اگنبرگ به بررسی فراوانی دوره‌های خشک شمال شرق هند پرداخته و توزیع پولیا/اگنبرگ را مناسب این برآزش می‌داند. در پژوهشی دیگر دویی (Dobi, 2000)، از مدل‌های ترکیبی توزیع هندسی و پواسون برای ارزیابی دوره‌های خشک رومانی استفاده شد. دنی و همکاران (Deni et al., 2010)، از مدل‌های مرکب توزیع پواسون ناقص<sup>۱</sup> و مدل هندسی برای استخراج حداکثرهای تر و خشک در شمال مالزی استفاده شده است. دنی و جیمن (Deni and Jemain, 2012)، توزیع هندسی مرکب<sup>۲</sup> و توزیع اصلاح‌شده سری جایگاه‌ها<sup>۳</sup> را مناسب‌ترین مدل برای برآورد، توزیع، احتمال تکرار و فراوانی طول دوره‌های خشک در جزیره مالایا می‌دانند. شی و همکاران (She et al, 2012)، برای بررسی سری‌های کوتاه و بلندمدت دوره‌های خشک در حوضه آبریز رودخانه زرد چین از دو مدل آماری پیرسون تیپ ۳ و پارتوی تعمیم‌یافته استفاده کردند. در پژوهشی دیگر وارگاس و همکاران (Vargas et al., 2011)، آستانه بارش ۵/ میلی‌متری را برای طبقه‌بندی طول دوره‌های خشک با استناد به مدل مارکوف و ویبول برای حوضه ریوپلاتا<sup>۴</sup> استفاده و مشخص شد که مدل ویبول کارایی بیشتری دارد. کاروال و همکاران (Carvalho et al., 2013)، معتقدند که تخمین و برآورد دوره‌های خشک فرین در جنوب و جنوب‌شرق برزیل با استفاده از مقادیر حدی تعمیم‌یافته تا حدودی برآورد مناسبی از رفتار این دوره‌ها دارد. در ایران به‌غیر از چند پژوهشی که در بالا اشاره شد، پژوهش‌هایی که به‌طور خاص به ارزیابی رفتار دوره‌های خشک با بهره‌گیری از مدل‌ها و توابع پیوسته آماری پرداخته باشد بسیار نادر است. هرچند در اکثر این مطالعات توجهی به زمان شروع دوره‌های خشک (SDS<sup>۵</sup>) هم نشده است و این یک ضعف است.

<sup>۴</sup> -Plata

<sup>۵</sup> - start of dry spells

<sup>۱</sup> - Truncated Poisson distribution

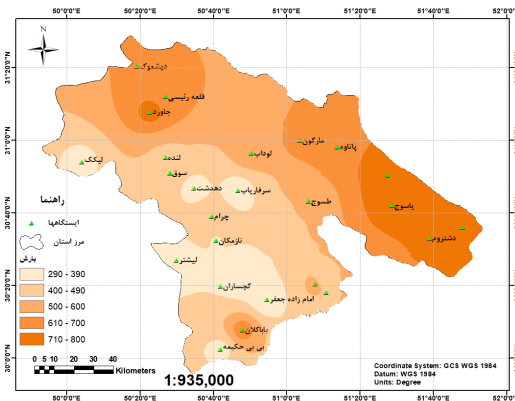
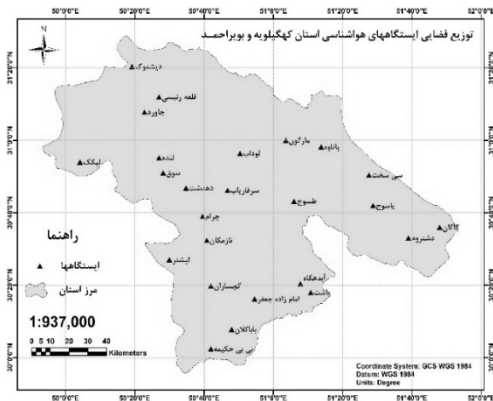
<sup>۲</sup> - Compound geometric

<sup>۳</sup> - Modified log series

باشد مدل موردنظر ارزیابی خوبی از توزیع مورد انتظار  $(G(y_i))$  برای دوره‌های خشک ارائه می‌دهد. اسچن و دری (Schuenem and Drew, 2011).

اسمیرنوف مقایسه شدند. با استفاده از رابطه ۱ اگر قدر مطلق تفاضل بین مقادیر تجمعی مشاهده‌شده و مورد انتظار مساوی یا کوچک‌تر از مقادیر بحرانی  $(D_{max})$  در سطح معناداری ۵٪

$$D = \text{Max}_{1 \leq i \leq n} \left[ G(y_i) - \frac{i-1}{n} \right] - G(y_i) \tag{۱}$$



شکل ۱- میانگین بارش سالانه پهنه‌ی مورد مطالعه (۲۰۲۰-۱۹۹۱) شکل ۲- توزیع مکانی ایستگاه‌های مورد مطالعه

جدول ۱- مدل‌های احتمالاتی، توابع و پارامترهای مورد استفاده برای برازش و توصیف دقیق رفتار دوره‌های خشک

پارامتر	تابع مورد استفاده در مدل	مدل احتمال
$k, r, p$	$f(k: r, p) = \binom{k+r-1}{r-1} p^r (1-p)^k$	توزیع دوجمله‌ای منفی
$Y, t, P$	$P(Y_{t+h} = y   Y_{t1} = y_1, Y_{t2} = y_2)^2 + (Y_{tn} = y_n) = P(Y_{t+h} = y   Y_{tn} = y_n)$	توزیع ترکیبی مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰
$n, p$	$P_n = \frac{n-1}{p_{00}} p_{01} = \frac{n-1}{p_{00}} p(1-p_{00})$	توزیع هندسی مرکب
$k, r, p$	$f(k: r, p) = \left( \frac{k+r+1}{(r-1)k} * \frac{p^r}{(1+p)^{k+r}} \right)$	توزیع دوجمله‌ای منفی تعدیل شده
$p$	$P(X=x) = p(1-p)^{x-1}$	توزیع هندسی ساده
$k, \alpha, \beta$	$k \neq 0, k=0 f(x) = \left( \frac{\frac{1}{\sigma}(1+k(x-\mu)^{-1-1/k})}{\frac{1}{\sigma} \exp(\frac{x-\mu}{\sigma})} \right)$	پارتوی تعمیم یافته
$X, y, \lambda$	$, x \leq 0 f(x, \lambda, k) = \frac{k}{\lambda} \left( \frac{x}{\lambda} \right)^{k-1} e^{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^k}$	توزیع ویبول
$W, p_1, p_2$	$P(X=x) = -W \frac{p_1^x}{x \log(1-p_1)} + (1-w)p_2(1-p_2)^{x-1}$	توزیع هندسی لگاریتم ترکیبی
$m, d$	$P(X=1) = (1+d)^{-m/d}$	توزیع پولیا
$\alpha, \beta, \gamma$	$f(x) = \left( \frac{(x-\gamma)^{\alpha-1} \exp(x-\gamma/B)}{(\beta^{\alpha} \Gamma)k} \right)$	گامای سه پارامتری

## ۱-۲- ارزیابی و برازش کارایی مدل‌ها

زمانی که داده‌های موجود در یک گستره همگن و متعلق به توزیع حدی یک پارامتر باشند، برای تعیین و انتخاب بهترین توزیع اولیه بایستی از آزمون نیکویی برازش<sup>۱</sup> که الگوریتم محاسباتی آن مبتنی بر گشتاور خطی است استفاده شود. ساده سازی این توزیع به کمک زبان برنامه‌نویسی نرم افزار

(XFIT)، انجام می‌شود (این نرم افزار توسط هاسکینگ<sup>۲</sup> به زبان فورترن با بهره‌گیری از توابع و ماتریس‌ها ارائه شده است). شناخت تفاوت بین داده‌های مشاهداتی و مورد انتظار، برای تعیین کارایی و تناسب مدل‌های مورد مطالعه اساس کار در الگوریتم این روش است. برای بررسی رفتار پارامترهایی مانند دوره‌های خشک که تکرارپذیری بالایی دارند پیشنهاد می‌شود با این روش برازش شوند. فرض صفر و یک برای

<sup>2</sup> Hosking

<sup>1</sup> Goodness of fit test

در این روابطه  $Dist$  اشاره به توزیع منتخب (کاپا)، و  $\beta_4$  و  $\sigma_4$  به ترتیب مقدار اریب و انحراف از معیار  $\tau_4$  یا ضریب کشیدگی خطی است که بر اساس طول دوره‌ها و فراوانی رخداد آنها محاسبه می‌شوند.

## ۲-۲- وزن‌دهی نهایی به مدل‌های انتخابی

در خیلی از مطالعات انجام شده، سنجش کارایی مدل‌ها در برآورد رفتار دوره‌های خشک مورد توجه پژوهشگران نیست. درحالی‌که وزن مدل‌ها بیانگر قابلیت دقت در برآورد آماری آن‌ها خواهد بود. برای وزن‌دهی مدل‌ها از روش وزن‌دهی سوارا که در مطالعات محیطی توسط استانیوکیچ (Stanujkić, 2021)؛ وایلیک (Wilks, 2018) به کمک روابط ۵-۷ انجام شده است، استفاده شد. در گام اول رفتار دوره‌ها بر اساس معیار طول و فراوانی رخداد طبقه‌بندی می‌شوند. پرتکرارترین و طولانی‌ترین دوره در رتبه اول، دوره‌های کم تکرار در رتبه آخر و سایر رخدادها بر اساس وضعیت نسبی در بازه میانی این دو دامنه قرار می‌گیرند. دوره‌های طولانی تر وزن بیشتری در محاسبات دارند و با اهمیت‌تر هستند.

$$K_j = \begin{cases} 1 & j = 1 \\ S_j + 1 & j > 1 \end{cases} \quad (5)$$

در این رابطه  $K_j$  رتبه دوره‌ها بر اساس رخداد و طول و  $S_j$  پراکنش یا واریانس دوره‌هاست. بعد از مشخص شدن رتبه دوره‌ها لازم است ابتدا وزن اولیه و سپس وزن نهایی با استفاده از روابط ۶ و ۷ محاسبه گردد. در محاسبه وزن اولیه طولانی‌ترین و پرتکرارترین دوره وزن ۱ را دریافت می‌کند.

استانیوکیچ (Stanujkić, 2021).

$$q_j = \begin{cases} 1 & j = 1 \\ \frac{q_j - 1}{K_j} & j > 1 \end{cases} \quad (6)$$

کشف ارتباط بین توزیع تئوری و تجربی داده‌ها بررسی و سطح اعتماد ( $\alpha$ )، برای هر کدام از مشاهدات، برای هر دو توزیع تخمین و بدست آمد. اگر قدرمطلق تفاضل بین مقادیر تجمعی مشاهداتی و مورد انتظار ( $D_{max}$ ) در سطح معناداری ( $\alpha = .05$ ) کوچکتر از مقدار بحرانی باشد در این صورت توزیع احتمالاتی بدست آمده از مدل مناسب شناخته می‌شود. با توجه به اینکه در رابطه ۱ تمامی مدل‌ها دارای آماره یکسان نیستند و فقط طول دوره‌های مجزا را استخراج می‌کنند، برای تبیین درستی از پیوستگی رفتار دوره‌ها و به حداکثر رساندن کارایی مدل‌ها و مهم‌تر از همه امکان استخراج دوره‌های خشک شدید از میانگین متحرک دوره‌ها با بهره‌گیری از رابطه ۲ استفاده می‌شود. تامتس (Tammets, 2007).

$$S_n^t = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{i+n-1} r_t \quad (2)$$

$S_n^t$  میانگین متحرک دوره  $n$  ام از روز  $t$  نیز تکرار دوره‌ها با طول یکسان است.

از آنجایی که رفتار دوره‌های کوتاه مدت دارای اریب یا نوسان‌های مجزای فصلی هستند، برای یکپارچه‌سازی وزن فاصله‌ای این دوره‌ها بر معیار واحد و کم کردن میزان انحراف، از روابط ۳ و ۴ توزیع کاپا و ضریب کشیدگی استفاده شد (درواقع برای تعیین رتبه و وزن معیارهای مؤثر دوره‌های خشکی از الگوریتم این نوع توزیع‌ها استفاده شد).

$$Z^{Dist} = (\tau_4^{Dist} - \bar{\tau}_4 + \beta_4)^{\sigma_4} \quad (3-4)$$

$$\beta_4 = \sqrt{\frac{1}{(N_{sim}-1)} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\bar{\tau}_{4m} - \bar{\tau}_4)^2 - N_{sim} \beta_4^2}$$

در این رابطه  $q_j$  - بیانگر وزن اولیه دوره‌های خشک در هر کدام از مدل‌ها در سری زمانی مورد مطالعه است. در گام نهایی برای تبیین و اثرگذاری نهایی رخدادها و طول دوره‌ها در فرایند وزن‌دهی نهایی مدل‌ها و حذف دوره‌های کم اثر از رابطه ۷ استفاده شد. دوره‌های طولانی و پررخداد از وزن بیشتری در تبیین برخوردار هستند.

$$W_j = \frac{q_j}{\sum_{k=1}^m q_j} \quad (7)$$

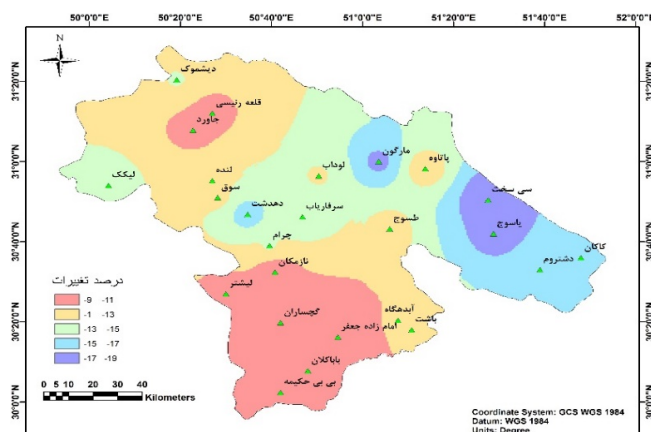
توپوگرافی به عنوان یک هسته بارشی در جنوب استان مطرح است. به طور کلی روند کاهشی دوره‌های خشک در جهت شمال به جنوب شیب تندتری دارد (بنظر می‌رسد کاهش ارتفاع و هموار شدن پهنه‌ها در جنوب سبب جذب رطوبت کمتری نسبت به شمال شود). رخداد دوره‌های خشک با احتمال ۸۷ درصد در جنوب و شرق استان محتمل‌تر است. در ایستگاه‌های مناطق گرمسیری مانند امامزاده جعفر، گچساران، دهدشت و باشت بیش از ۸ ماه از سال بارشی به اندازه ۱ میلی‌متر هم نباریده است و دوره خشک طولانی حاکم بوده است. در بررسی توزیع فراوانی دوره‌های خشک مشخص گردید که ایستگاه‌های مناطق گرمسیری در مرکز و جنوب استان با متوسط ۸۱۲۳ روز در طول دوره‌ی آماری خشک‌ترین مناطق استان هستند. برای اطمینان از برآورد نتایج مدل‌های آماری در خصوص دوره‌های خشک، به کمک یکی از بهترین مدل‌های گردش عمومی جو (HadGEM2-ES-2050) نیز پهنه‌های خشک و درصد تغییرات آنها را برای اقلیم ۲۰۵۰ در شکل ۳ ترسیم شد که نتایج تاحدودی با روش‌های آماری انتطابق داشت. طول دوره‌های خشک از ۹ تا ۲۰ درصد در حال تغییر است. به عبارتی طول دوره‌های خشک مخصوصاً در مناطق مرطوب در اقلیم آینده حداکثر ۲۰ درصد افزایش می‌یابد.

### ۳- بحث و یافته‌ها

#### ۳-۱- توزیع دوره‌های خشک سالانه بر اساس

#### شاخص‌های آماری

توزیع فراوانی رخداد دوره‌های خشک کمک زیادی به شناخت مدل‌های احتمال و استخراج آنها می‌کند. قبل از شناخت بهترین مدل برای برازش دوره‌ها لازم بود شاخص‌های آماری دوره‌های خشک سالانه بر اساس جدول ۲ محاسبه شود. از آنجایی که طول دوره‌های خشک در فصول مختلف سال نامساوی بود و سبب تمرکز فصلی و عدم دقت در نتیجه‌گیری می‌شد، از میانگین و انحراف معیار از نوع وزنی استفاده شد تا نتایج با واقعیت همخوانی بیشتری پیدا کند. شاخص‌هایی مانند؛ حداکثر طول دوره‌های خشک، احتمال رخداد دوره‌های خشک و فراوانی آنها استخراج شد. نتایج نشان داد که میانگین دوره‌های خشک سالانه بین ۷ تا ۹ روز و انحراف از میانگین آنها نیز بین ۹ تا ۱۲ روز تغییر می‌کند. میانگین دوره‌های خشک از شرق به غرب و از شمال به جنوب افزایش پیدا می‌کند. در این میان ایستگاه آبده‌گاه در جنوب و ایستگاه لیکک در شمال از این قاعده مستثنی است. به نظر می‌رسد ایستگاه آبده‌گاه به دلیل شرایط



شکل ۳- پیش‌یابی درصد تغییرات طول دوره‌های خشک بلند مدت  
(HadGEM2-ES-2050)

جدول ۲- شاخص‌های ارزیابی دوره‌های خشک وابسته به بارش

شاخص‌های ارزیابی					
ایستگاه	فراوانی دوره (Fd)	احتمال رخداد (Pd)-درصد	حداکثر دوره (Md)	انحراف معیار (SD)	میانگین وزنی ( $\bar{x}_w$ )
گچساران	۸۲۵۲	۰/۸۷	۲۴۵	۱۰/۲۲	۷/۵۶
یاسوج	۶۸۷۴	۰/۸۰	۱۹۶	۱۲/۵۸	۸/۷۸
باشت	۷۶۲۸	۰/۸۴	۲۲۷	۱۱/۸۹	۸/۲۱
سی سخت	۶۵۷۴	۰/۷۹	۱۷۵	۱۲/۱۳	۹/۶۲
دهدشت	۸۴۹۶	۰/۸۵	۲۴۳	۹/۷۸	۷/۹۵
چرام	۷۵۲۶	۰/۸۳	۲۲۱	۱۲/۲۹	۸/۴۱
لیکک	۷۰۵۸	۰/۸۵	۲۰۹	۱۰/۱۲	۸/۶۵
مارگون	۵۷۶۱	۰/۸۱	۱۷۴	۱۰/۵۶	۹/۰۸
لوداب	۵۵۸۱	۰/۸۲	۱۸۷	۱۱/۱۴	۸/۸۹
امامزاده جعفر	۸۴۳۱	۰/۸۸	۲۵۲	۱۰/۹۸	۷/۸۲
آبدهگاه	۷۵۹۶	۰/۸۳	۲۰۱	۱۰/۸۲	۸/۵۹

۳ با بهره‌گیری از تکنیک آزمون روش کلموگروف-اسمیرنوف، تمامی مدل‌ها مورد نکویی برآزش قرار گرفتند و مشخص گردید که در سطح بحرانی و معناداری ( $\alpha=0.05$ )، مقادیر بدست آمده از آزمون برآزش در تمامی ایستگاهها کمتر از مقدار بحرانی است. بنابراین در اغلب ایستگاهها چندین توزیع احتمالاتی مناسب شناخته شده است. نتایج نشان داد

### ۳-۲- بهترین مدل آماری (جهت برآزش آماری)

از آنجائی که مکانیسم رفتاری دوره‌های خشک، وابسته به رخداد یا عدم رخداد بارندگی است بنابراین شناخت و ارائه یک مدل مناسب جهت توزیع احتمال فراوانی رخداد دوره‌های خشک از اهمیت زیادی برخوردار است. در جدول

که توزیع دوجمله‌ای منفی، مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰ و توزیع ویبول بهترین مدل در برازش دوره‌های خشک در غالب ایستگاههاست. در واقع توزیع دوره‌ها در بیش از ۹۵ درصد ایستگاهها وضعیت مناسبی بر پایه این سه مدل داشتند. توزیع دوجمله‌ای منفی برای ایستگاههای سردسیری واقع در شرق و شمالشرقی استان (یاسوج، لوداب، مارگون و سی سخت) وزن بیشتری در برازش دوره‌ها داشته است. در ایستگاههای گرمسیری مرکز، جنوب و جنوبغرب استان (گچساران، باشت، دهدشت و امامزاده جعفر) نیز، توزیع ترکیبی مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰ از برازش مناسب‌تری برخوردار بودند. توزیع برازش ویبول نیز بیشتر برای پهنه‌های خشک مرکزی مناسب بود.

### ۳-۳- ارزیابی مدل‌های انتخابی برای برازش

#### دوره‌های خشک

از آنجایی که انتخاب یک مدل مناسب و برازش نهایی بر اساس الگوریتم وزنی آن اساس کار است، بنابراین در بین ۳ مدل انتخاب شده وزن نهایی هر مدل در تمامی ایستگاهها بر پایه دو شاخص فراوانی رخداد و طول دوره‌ها مشخص شد.

اگرچه وزن این مدل‌ها در مناطق مرطوب و سردسیری استان نسبت به مناطق گرمسیری و خشک تبیین بهتری از رفتار دوره‌ها نشان دادند و این منطبق بر نتایج مرحله قبل یعنی برازش آماری مدل‌ها بود. با استناد به نتایج آماری (جدول ۴) به نظر می‌رسد که توزیع دوجمله‌ای منفی بیشترین وزن را در برآورد مناطق شرق و شمالشرق استان (به طور متوسط ۸۷ درصد وزن دوره‌ها در هر ایستگاه) و مدل توزیع ترکیبی مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰ بیشترین وزن را در مناطق گرمسیری جنوب و جنوبغرب استان (۸۳ درصد وزن دوره‌ها) و همچنین توزیع برازش ویبول نیز ۹۱ درصد وزن دوره‌ها را برای مناطق مرکزی استان تبیین نمود. در گستره کلی استان نیز توزیع دوجمله‌ای منفی بین مقادیر مشاهداتی و برآورده شده وزن خوبی را تبیین نموده است. به نظر می‌رسد ضعف کلی که در بسیاری از مطالعات انجام شده در این زمینه وجود دارد این است که برازش دوره‌ها تنها بر اساس یک مدل آماری انجام می‌شود. این درحالی است که خیلی از مناطق در یک مرز جغرافیایی دارای پهنه‌های اقلیمی متفاوت و متمایز هستند بنابراین برازش ترکیبی مدل‌ها می‌تواند تبیین درستی از کارایی آنها ارائه دهد.

جدول ۳- نتایج برازش مقادیر مدل‌های احتمالاتی برای تعیین توزیع مناسب دوره‌های خشک در استان کهگیلویه و بویراحمد

ایستگاه	کرم	آبدهگانه	مادگرون	لرداب	امامزاده جعفر	چرام	دهدشت	سرسون	پاسوج	بانست	گچساران
مقدار بحرانی ( $\alpha=0.05$ )	۰/۳۶۶	۰/۳۶۶	۰/۳۸۱	۰/۳۸۴	۰/۴۶۲	۰/۴۲۱	۰/۴۶	۰/۳۸۵	۰/۳۹۴	۰/۴۲۹	۰/۴۵۴
توزیع دو جمله‌ای منفی	۰/۲۴۶	۰/۲۳۵	۰/۲۱۹	۰/۲۲۱	۰/۲۶۸	۰/۲۴۷	۰/۲۷۸	۰/۲۱۴	۰/۲۰۱	۰/۲۳۲	۰/۲۷۴
توزیع ترکیبی مارکوف ۱ تا ۱۰	۰/۲۵۱	۰/۲۴۴	۰/۲۹۱	۰/۳۴۰	۰/۲۵۶	۰/۲۵۲	۰/۲۴۱	۰/۲۹۴	۰/۲۶۶	۰/۲۸۲	۰/۲۶۷
توزیع هندسی مرکب	۰/۲۶۵	۰/۲۴۱	۰/۲۵۱	۰/۲۸۴	۰/۳۴۳	۰/۲۳۳	۰/۲۸۲	۰/۲۸۱	۰/۲۳۴	۰/۳۴۲	۰/۲۲۴
توزیع دو جمله‌ای منفی تعدیل شده	۰/۲۵۹	۰/۲۹۶	۰/۲۵۹	۰/۳۳۵	۰/۲۷۹	۰/۲۹۰	۰/۲۶۷	۰/۲۷۶	۰/۳۱۵	۰/۴۱۲	۰/۲۸۵
توزیع هندسی ساده	۰/۲۸۷	۰/۲۵۱	۰/۲۶۵	۰/۲۹۲	۰/۳۱۲	۰/۳۱۲	۰/۳۰۸	۰/۲۸۷	۰/۲۹۸	۰/۳۱۱	۰/۳۹۸
پارتوی تعمیم یافته	۰/۲۸۲	۰/۲۵۹	۰/۲۷۱	۰/۲۷۵	۰/۲۷۶	۰/۳۰۶	۰/۳۱۲	۰/۲۴۱	۰/۲۶۴	۰/۳۶۸	۰/۳۴۵
توزیع ویبول	۰/۲۴۶	۰/۲۶۱	۰/۲۶۲	۰/۲۸۶	۰/۲۵۶	۰/۲۷۲	۰/۲۹۴	۰/۲۶۵	۰/۲۴۱	۰/۲۶۷	۰/۲۹۸
توزیع هندسی لگاریتم ترکیبی	۰/۲۷۴	۰/۲۸۴	۰/۲۸۷	۰/۲۴۹	۰/۳۱۹	۰/۲۳۲	۰/۲۵۵	۰/۲۹۷	۰/۲۴۸	۰/۳۷۸	۰/۴۵۲
توزیع پولیا	۰/۲۴۹	۰/۲۷۴	۰/۲۵۱	۰/۳۰۶	۰/۳۲۸	۰/۲۴۳	۰/۲۶۳	۰/۳۰۴	۰/۲۹۸	۰/۴۱۲	۰/۳۹۸
گامای سه پارامتری	۰/۲۳۲	۰/۲۵۷	۰/۲۶۸	۰/۲۷۹	۰/۲۸۷	۰/۲۶۴	۰/۳۰۱	۰/۳۱۵	۰/۳۱۹	۰/۴۰۹	۰/۴۰۱

جدول ۴- وزن نهایی دوره‌های خشک بر معیار توزیع آماری مدل‌ها به تفکیک ایستگاهها (درصد)

چرام	دهدشت	سی سخت	باشت	یاسوج	گچساران	مدل
۳۲/۰۵	۳۲/۳	۸۶/۶	۲۸/۲	۸۸/۹	۲۰/۱	دوجمله‌ای منفی
۸۱/۰۵	۷۶/۷	۳۳/۱	۸۲/۸	۳۱/۲	۸۹/۶۱	مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰
۵۴/۱	۷۸/۸	۲۸	۴۱/۴	۳۶/۲	۴۶/۶	ویبول
	آبدهگاه	لیکک	مارگون	امامزاده جعفر	لوداب	توزیع
	۳۶/۴	۳۸/۰۶	۹۰/۱	۲۱/۱	۸۹/۰۳	دوجمله‌ای منفی
	۸۳/۵	۴۹/۷	۳۳/۴	۹۲/۶	۴۱/۴	مارکوف مرتبه ۱ تا ۱۰
	۴۴/۶	۳۵/۵	۵۰/۷	۴۰/۱	۳۷/۳	ویبول

نکته: درصد وزنی به طور متوسط برای هر ایستگاه از ۱۰۰ درصد محاسبه شده است

#### ۴- نتیجه‌گیری

یکی از راههای اساسی برای شناخت وضعیت اقلیمی در مکان‌های مختلف آنالیز رفتاری طول دوره‌های خشک وابسته به بارش در این مناطق است. این وضعیت برای ایران که رژیم بارشی در آن از تغییرات مکانی و زمانی زیادی برخوردار است و اساساً به‌عنوان یک متغیر سرکش و آشوبمند مطرح است، از اهمیت زیادی برخوردار است. به نظر می‌رسد در استان کهگیلویه و بویراحمد به جهت برخورداری از شرایط توپوگرافی متضاد در شرق و جنوب دو اقلیم بارشی متفاوتی خلق شده است. به طبع این شرایط رخداد دوره‌های خشک و شاخص‌های وابسته به آن نیز به‌شدت در حال تغییر است. در سال‌های اخیر نتایج اکثر مطالعات پیرامون رفتار شناسی دوره‌های خشک با استناد به یک یا دو روش آماری انجام شده است. نتایج این پژوهش با استناد به چند روش آماری و وزندهی آنها نشان داد که رفتار مدل‌های آماری در برآورد طول دوره‌های خشک به شدت از نوع اقلیم پهنه‌ها و شرایط توپوگرافی وابسته به آن اثرپذیر است. برازش ترکیبی نتایج مدل‌ها نشان داد که برای ارزیابی مناسب و دقیق دوره‌های خشک استفاده از نتایج چند مدل و سپس وزندهی نهایی آن‌ها می‌تواند تبیین درستی از رفتار دوره‌ها ارائه دهد. نتایج

تحقیقا پژوهشگرانی مانند؛ وارگاس و همکاران (Vargas et al., 2011)؛ دنی و همکاران (Deni et al., 2010)، حجازی زاده و همکاران (۱۴۰۲)؛ محمودی و همکاران (۱۳۹۲) با این یافته همخوانی دارد. در اغلب مطالعات انجام شده پیرامون دوره‌های خشک به وزندهی مدل‌ها توجهی نشده است و این یک محدودیت در اغلب پژوهش‌هاست و در این پژوهش سعی بر رفع این نقص شد. در استان کهگیلویه و بویراحمد به دلیل شرایط متفاوت توپوگرافی و دریافت ناهمگون بارش در پهنه‌های استان، طول دوره‌های خشک بلند مدت مخصوصاً در مناطق خشک مرکزی، جنوبی و غربی تابعی از وزن بارش و نوسانات رفتاری آن است. تعیین وزن معیارهای دوره‌ها مانند؛ طول دوره‌ها، احتمال رخداد و برگشت‌پذیری نشانگر این موضوع است که مرز مناطق خشک در آینده اقلیم استان گسترده‌تر و شمالی‌تر خواهد شد. پیشنهاد می‌شود سازمان‌هایی که در ارتباط با منابع آب و کشاورزی فعالیت می‌کنند نتایج این تحقیقات را مورد توجه اساسی قرار داده و با توجه به وضعیت اقلیمی کشور، در بحث تخصیص بهینه منابع آب، عرضه و تقاضای آب می‌توانند خروجی پژوهش‌های از این دست را در تصمیم‌گیری خود لحاظ نمایند.

- 10- Hashemi Ana, S. K. 2021. Classification of changes in the length of rainfall-dependent dry spells in Iran. *Natural Geography*, 14 (53), pp 39-55. [in persian].
- 11- Hijazizadeh, Z, Naserzadeh, Hatami, D, & Rezaei, M. 2022. The application of statistical methods and drought profiles in the analysis of rainfall fluctuations, a case study: Kerman station. *Geographical Studies of Dry Areas*, 5(17), 35-51. [in persian].
- 12- Lana X, Martinez M D, Burgueno A, and Serra C. 2005. Statistical distributions and sampling strategies for the analysis of dry spells in Catolina(NE Spain). *Journal of Hydrology*. 324(1-4):99-114.
- 13- Lesk C, Rowhani P and Ramankutty N .2016. Influence of extreme weather disasters on global crop production *Nature*, 41(2). 529 84.
- 14- Mahmoudi, P; Parvin, N; Rezaei J. 2012. Zoning of Iran based on the length of dry spells. *Arid Regions Geographical Studies Quarterly*, 4(13), 85-106. [in persian].
- 15- Mathugama, S.C. and Peiris, T.S.G., 2011. Critical evaluation of dry spell research. *Int. J. Basic Appl. Sci*, 11(6), pp.153-160.
- 16- Mostafazadeh R, Asiabi-hir R, Nabavi S S. 2023. Determining the variations of monthly wet and dry regimes using Angot index in Ardabil Province. *Journal of Applied Researches in Geographical Sciences*; 23 (69) : 2. [in persian].
- 17- Peiris, T. and J. Kularathne .2018. Assessment of climate variability for coconut and other crops: A statistical approach. *Journal of CORD* 24(1): 35-53.
- 18- Roshni, M; Saligheh, M; Alijani, B; Hejazizadeh, Z. 2019. Determining the most suitable probabilistic and generalized linear composite model for the investigation of annual wet and dry spells in the southern shores of the Caspian Sea. *Geographical Space Quarterly*, 20(69), 17-37. [in persian].
- 19- Sadeghi Nia , A, 2013. Investigation and comparison of wet and dry periods in different
- 1- Ariyabandu, M. and Hulangamuwa, P. 2002. Corporate Social Responsibility and Natural Disaster Reduction in Sri Lanka- South Asia., *Environmental Science, Sociology*, 14(2).P.124.
- 2- Breinl, K, Baldassarre G, Lopez, M G, Hagenlocher M, Vico G and Rutgersson A .2017. Can weather generation capture precipitation patterns across different climates, spatial scales and under data scarcity? *Scientific Reports*. 7 (549) p12.
- 3- Carvalho, J. R. P., Assad, E. D., Evangelista, S. R. M., Pinto, H. S. 2013. Estimation of dry spells in three Brazilian Regions-Analysis of extremes", *Atmospheric Research*, 12(21), 132-133.
- 4- Deni, S. M., Jemain, A. A. 2012. Comparison between Mixed Probability Models and Markov chain models for weekly dry and wet spells in Peninsular Malaysia", *Proceedings of the World Congress on Engineering*, July 4 - 6 London, U.K.
- 5- Deni, S. M., Jemain, A. J., Ibrahim, K. 2010. The best probability models for dry and wet spells in Peninsular Malaysia during monsoon seasons", *International journal of climatology*, 30: p. 1194-1205.
- 6- Epifani C, Esposito S. and Vento D. 2018. Persistence of wet and dry spells in Italy. First results in Milano from 1858 to 2000". *Journal of Climatology*;14(4), 18-24.
- 7- Esmail Nasrabadi , .2018. Analysis of Changes in the Frequency Distribution of Four Decades of Iranian Daily Precipitation, *Geography and Environmental Planning*, 28(3), 147-158. [in persian].
- 8- G. Hughes, L. V. Madden. 2007. Some methods allowing for aggregated patterns of disease incidence in the analysis of data from designed experiments, *Plant Pathology*, 44(6), , 927-943.
- 9- Goh S G, Bayen S, Burger D, Kelly B C, Han P, Babovic V and Gin K Y H .2017. Occurrence and distribution of bacteria indicators, chemical tracers and pathogenic vibrio's in Singapore coastal waters. *Mar Pollut. Bull.* 114(1). 627-634.

- scale monitoring and modelling approach for facilitating management of water quality Environ. Modell. Softw. 120 104489.
- 30- Wijayapala, R. 2011. Importance of drought management policy highlighted. Sunday Observer, 114-150.
- 31- Wilks, D.S. 2018. The stippling shows statistically significant grid points, how research results are routinely overstated and over interpreted, and what to do about it Bull. Am. Meteorology. Society. 97, p. 22-36.
- 32- Y. Qu, T. Greene, M. R. 2007. Symmetric Bernoulli Distributions and Generalized Binomial Distributions, Biometrical Journal, 35 (5), pp. 523-533.
- 33- Ye H C 2018 Changes in duration of dry and wet spells associated with air temperatures in Russia Environ. Research. Letter. 13 034036.
- 34- Zabihi, M. Mostazadeh, R. Sharari, M. 2017. Analysis of Wet and Dry Spells Intensity and duration using Precipitation-Based and Evapotranspiration Influenced Indices. Journal of Watershed Management Research . 8(15), 125-136. [in persian].
- 35- Zarrin, A., & Dadashi-R. A. (2021). Projected consecutive dry and wet days in Iran based on CMIP6 bias-corrected multi-model ensemble. Journal of the Earth and Space Physics, 47(3), 561-578. [in persian].
- climatic parts of Iran. Natural Geography Quarterly, 18(91).
- 20- Schuenemeyer, J. H., Drew, L. J, .2011. Statistics for earth and environmental scientists", John Wiley and Sons: London.
- 21- She, D., Xia, J., Song, J., Du, H., Chen, J., Wan, L., .2012. Spatio-temporal variation and statistical characteristic of extreme dry spell in Yellow river basin, China, Theoretical and Applied Climatology, 112(1-2): pp. 201–213.
- 22- Singh D, Tsiang M, Rajaratnam B and Diffenbaugh N S 2014 Observed changes in extreme wet and dry spells during the South Asian summer monsoon season Nat. Clim. Change 4 456–61.
- 23- Stanujkić, D., Karabašević, D., Popović, G., Stanimirović, P. S., Saračević, M., Smarandache, F., Ulutaş, A. 2021. A new grey approach for using SWARA and PIPRECIA methods in a group decision-making environment. Journal of Mathematics, 9(13):pp. 1554.
- 24-Tammets, T. 2007. Distribution of extreme wet and dry days in Estonia in last 50 years. Estonian Academic Science Engineering. 13(3):252-259.
- 25- Thoithi, W., Blamey, R. C., and Reason, C. J. 2021. Dry spells, wet days, and their trends across Southern Africa during the summer rainy season. Geophysical Research Letters, 48(5): 20-34.
- 26- Usman, M. and C. Reason 2004. Dry spell frequencies and their variability over southern Africa. Climate Research 26: 199-21.
- 27-Van Loon, A. F., Gleeson, T., Clark, J., Van Dijk, A. I., Stahl, K., Hannaford, J., Van Lanen, H. A. 2016. Drought in the Anthropocene. Nature Geoscience, 9(2), 89-91.
- 28- Vargas, W. M., Naumann, G., Minetti, J. L., 2011, Dry spells in the River Plata Basin: an approximation of the diagnosis of droughts using daily data, Theoretical and Applied Climatology, 104: pp. 159-173.
- 29- Wang X, Zhang J, Babovic V and Gin K Y H .2020. A comprehensive integrated catchment-