

## ارزیابی مخاطره تداوم خشک‌سالی با استفاده از داده‌های بارندگی سالانه قرن گذشته در ایستگاه‌های قدیمی ایران

علی خلیلی<sup>۱\*</sup>، جواد بذرافشان<sup>۲</sup>

استاد دانشکده کشاورزی کرج، دانشگاه تهران ([akhalili@ut.ac.ir](mailto:akhalili@ut.ac.ir))  
دانشجوی دکتری هواشناسی دانشکده کشاورزی کرج، دانشگاه تهران ([jbazr@ut.ac.ir](mailto:jbazr@ut.ac.ir))

(دریافت: ۸۷/۲/۴، پذیرش نهایی: ۸۷/۸/۲۴)

### چکیده

هدف از این تحقیق، ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره تداوم خشک‌سالی هواشناسی صرفاً در پنج ایستگاه قدیمی و منحصر به فرد ایران که واجد بیش از یکصدسال آمار بارندگی سالانه هستند، می‌باشد. در تعیین دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی در ایستگاه‌های مورد بررسی (جاسک، بوشهر، اصفهان، مشهد و تهران) مراحل زیر دنبال گردید: الف) در آزمون همگنی (آزمون دنباله)، داده‌های ایستگاه جاسک مورد تایید قرار نگرفت و همگنی چهار ایستگاه دیگر تایید شد، ب) با استفاده از آزمون نیکویی برازش ( $\chi^2$ )، بهترین توزیع آماری قابل برازش بر بارندگی سالانه از بین ۱۴ تابع توزیع احتمال تعیین شد، پ) مقادیر بارندگی در هفت سطح احتمال (با آستانه) از ۰٫۱ تا ۰٫۷ (با گام ۰٫۱) از توزیع برازیده استخراج شد، ت) با در نظر گرفتن بارندگی مربوط به هر یک از سطوح احتمال و کسر آن از مقادیر بارش سالانه، سال‌های کمبود مشخص و تداوم‌های خشک‌سالی به ازای سطوح احتمال پیش‌گفته در طی دوره‌های خشک‌سالی تعیین شد و ث) با استفاده از روابط مربوطه، دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی بازای سطوح متفاوت احتمال خشک‌سالی و تداوم‌های مربوطه محاسبه شد. نتایج این تحقیق براساس سری‌های زمانی بارندگی سالانه در چهار ایستگاه پیش‌گفته روشن‌ساخت: الف) برای یک تداوم معین خشک‌سالی با افزایش احتمال وقوع خشک‌سالی، دوره بازگشت کاهش می‌یابد، و چنانچه احتمال وقوع خشک‌سالی ثابت بماند، با افزایش تداوم، دوره بازگشت نیز افزوده می‌شود، ب) در احتمال وقوع ۳۰ درصد خشک‌سالی، ایستگاه اصفهان طولانی‌ترین خشک‌سالی‌ها (یعنی تداوم شش‌ساله) را با دوره بازگشت ۲۰۰۰ ساله و دیگر ایستگاه‌ها، طولانی‌ترین خشک‌سالی‌ها (یعنی تداوم سه‌ساله) را با دوره بازگشت ۵۱ ساله تجربه می‌کنند، پ) به ازای یک احتمال معین وقوع خشک‌سالی، با افزایش دوره پایه مورد نظر، مخاطره خشک‌سالی افزایش می‌یابد. برای نمونه مشخص شد که به ازای ۵۰ درصد احتمال وقوع خشک‌سالی، مخاطره خشک‌سالی در ایستگاه بوشهر و تهران بیشتر از اصفهان و مشهد است.

**کلید واژه‌ها:** خشک‌سالی هواشناسی، دوره بازگشت خشک‌سالی، ریسک خشک‌سالی، تداوم خشک‌سالی، ایستگاه‌های هواشناسی قدیمی ایران.

### Evaluation of drought duration risk using annual secular precipitation data in ancient stations of Iran

Khalili, A. <sup>\*1</sup>, Bazrafshan, J<sup>2</sup>.

<sup>1</sup>Professor of University Collage of Agriculture and Natural Recourses, University of Tehran

<sup>2</sup>PhD Student of University Collage of Agriculture & Natural Recourses, University of Tehran

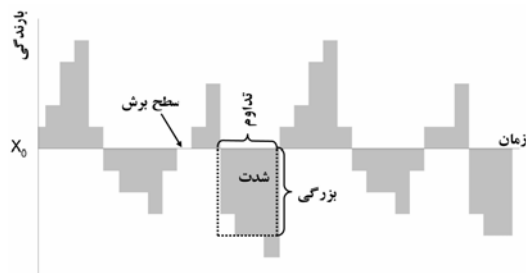
#### Abstract

The aim of the study is to evaluate the return period and risk of drought duration in five ancient and unique stations of Iran, having more than one-hundred annual precipitation data. For determining the return period and risk of drought in the stations of interest (including Jask, Bushehr, Isfahan, Mashhad and Tehran) the following stages were performed: a) Applying a homogeneity test (i.e., Run test) on annual precipitation series was indicated the Jask station unlike other stations which were homogenous, is non-homogenous, b) Using a goodness-of-fit test ( $\chi^2$ ), the most suitable distribution function for annual

precipitation data was selected from among fourteen functions, c) Based on the best-fit function obtained for each station, the amount of precipitation for seven probability levels (Thresholds) from 0.1 to 0.7 (with step 0.1) were determined, d) With respect to the precipitation of each probability level and subtracting it from annual precipitation data during record period, dry periods were indicated and drought duration for each dry period was computed, and e) The two statistical characteristics of drought including return period and risk were calculated with different mathematical equations. The results based on the annual precipitation series of four aforesaid stations showed: a) For a given drought duration, as the probability of occurrence of precipitation increases the return period decreases, or with a certain probability of occurrence of precipitation, as increasing drought duration the return period also increases, b) For the probability of occurrence of drought 30 %, the longest drought in Isfahan (i.e., six-year duration) and other stations (i.e., three-year duration) occur once each 2000 and 51 years, respectively, and d) for a certain probability of drought occurrence, as increasing the basic period, the risk of drought increases. For instance, for the probability of occurrence of drought 50 %, it was identified that the drought risk in Bushehr and Tehran station is more than Isfahan and Mashhad.

**Keywords:** Meteorological Drought, Drought Return Period, Drought Risk, Drought Duration, Ancient Meteorological Stations of Iran.

شدت، تداوم و بزرگی وقایع خشک را تعیین کرد (شکل ۱). همان‌طور که در شکل ۱ ملاحظه می‌شود، انتخاب سطح برش  $X_0$  منجر به تولید دنباله‌های منفی (خشک‌سالی) و مثبت (ترسالی) می‌شود.



شکل ۱. تعیین مشخصات خشک‌سالی با استفاده از نظریه دنباله.

در هیدرولوژی، اصطلاح دوره بازگشت عموماً به صورت متوسط (امید ریاضی) تعداد آزمایشات (یا سالها) تا زمان اولین رخداد پدیده‌ای بزرگتر از پدیده بحرانی ( $X > X_0$ ) تعریف گردیده است (استدینگر و همکاران، ۱۹۹۳). تعریف دیگر دوره بازگشت، امید ریاضی فاصله زمانی بین دو رخداد متوالی پدیده‌ای بزرگتر از پدیده بحرانی ( $X > X_0$ ) است (لوید، ۱۹۷۰؛ بزرگ‌نیا و همکاران، ۱۳۶۹). اگر پدیده‌ها مستقل و احتمال عبور  $p$  از یک پدیده بحرانی در هر آزمایش (سال) ثابت باقی بماند هر دو تعریف فوق به رابطه

## ۱ مقدمه

دستیابی به ویژگی‌های خشک‌سالی نظیر دوره بازگشت و مخاطره، اهمیت زیادی در برنامه‌ریزی و مدیریت پروژه‌های منابع آب دارد (وگل، ۱۹۸۷). برآورد صحیح دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی، نیازمند درک روشن این پدیده است. اولین گام در شناخت پدیده خشک‌سالی، بیان تعریفی مناسب از آن است. تعاریف متعددی از دیدگاه‌های گوناگون (هواشناسی، آب‌شناسی، کشاورزی و اقتصادی-اجتماعی) در مورد پدیده خشک‌سالی مطرح شده است. نگرش این مقاله به موضوع خشک‌سالی از جنبه هواشناسی آن است. این نوع خشک‌سالی، طبق تعریف عبارت است از افت بارندگی نسبت به آستانه (سطح برش، Truncation level) معین در دوره‌ای طولانی و در مکانی مشخص. اغلب، سطح برش را میانگین درازمدت سری زمانی بارندگی در نظر می‌گیرند ولی ممکن است هر سطح دیگری علاوه بر آن انتخاب شود. مفهوم سطح برش که به نظریه دنباله (Run theory) نیز مشهور است (یوجویچ، ۱۹۶۷) و به تفکیک وقایع خشک (پایین‌تر از سطح برش) و تر (بالا‌تر از سطح برش) منجر می‌شود. علاوه بر این، با استفاده از نظریه دنباله می‌توان برخی از مشخصات خشک‌سالی نظیر

است که سری زمانی بارندگی سالانه بر طبق نظر یوجویچ (۱۹۷۲) ایستا (Stationary) و مستقل است.

## ۲ مواد و روش‌ها

### ۲-۱- منابع آماری و اقلیم ایستگاه‌های مطالعاتی

با توجه به اینکه ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره با استفاده از داده‌های طولانی‌مدت، اعتبار بیشتری می‌یابد، در این تحقیق، آمار بارندگی سالانه، برحسب سال‌های آبی (اکتبر تا اکتبر) در دوره  $8 \pm 116$  ساله مربوط به پنج ایستگاه کهن ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. مشخصات ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۱ منعکس شده است. با توجه به این جدول، مشاهده می‌شود که ایستگاه بوشهر با داشتن ۱۲۴ سال آمار بارندگی، واجد بیشینه طول دوره آماری در بین سایر ایستگاه‌ها است.

سری‌های آماری موجود واجد خلأهای آماری در برخی از سال‌ها از جمله در خلال جنگ جهانی اول و دوم‌اند که به علت هم‌زمان بودن، بازسازی آنها با استفاده از روش خودهمبستگی صورت گرفته است. به منظور اطلاع از همگنی داده‌های بارندگی، آزمون دنباله (Run test) بر پنج سری زمانی اعمال و مشاهده شد که داده‌های ایستگاه جاسک همگن نیستند و در نتیجه

مشابهی برای دوره بازگشت  $T$  به صورت  $T = 1/p$  می‌انجامند. این رابطه در مورد پدیده‌های منفرد نظیر سیل‌های سالانه، با فرض اینکه حداکثر سیل در یک سال معین (آزمایش)، مستقل و دارای توزیع یکنواخت با احتمال عبور  $p$  باشد، به‌طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است. در این موارد، مفهوم دوره بازگشت ساده است و می‌تواند برای تعیین مخاطره شکست  $R$  سازه هیدرولیک در مقابل پدیده سیل  $T$ -ساله در طول عمر عملیات  $L$  به‌کار گرفته شود. رابطه مشهور مخاطره تحت شرایط ذکرشده عبارت است از:

$$R = 1 - (1 - 1/T)^L$$

خشک‌سالی در مقایسه با سیل پدیده‌ای نسبتاً پیچیده‌تر است. یک تفاوت عمده این دو آن است که آثار خشک‌سالی، غیرساختاری و تجمعی و آثار سیل، ساختاری و آنی است. دیگر اینکه، خشک‌سالی با توالی‌های تنزل از مقادیر معین بارش (دنباله) نشان داده می‌شود، اما سیل با مقداری منفرد مشخص می‌شود. به‌واسطه این تفاوت‌ها روابط دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی در مقایسه با سیل فرق می‌کند.

هدف این مقاله برآورد دوره بازگشت و مخاطره وقوع خشک‌سالی‌های هواشناسی با استفاده از سری زمانی بارندگی سالانه است. فرض اساسی تحقیق آن

جدول ۱. مشخصات آماری و اقلیمی ایستگاه‌های تحقیقاتی.

ایستگاه	دوره آماری (اقلیمی)	پوشش آماری (%)	متوسط بارندگی سالانه (میلی‌متر)	متوسط سالانه میانگین روزانه دما (سلسیوس)	متوسط حداقل‌های روزانه در سردترین ماه سال (سلسیوس)	ضریب خشکی دومرتن	اقلیم
جاسک**	۱۸۹۳-۲۰۰۲	۷۳/۴	۱۴۲٫۲	۲۷٫۵	۱۶٫۷	۳٫۸	فراخشک-گرم
تهران	۱۸۹۳-۲۰۰۲	۷۸	۲۳۲٫۷	۱۷٫۲	-۰٫۴	۸٫۵	خشک-سرد
مشهد	۱۸۹۳-۲۰۰۲	۸۸	۲۵۳٫۹	۱۴٫۰	-۳٫۸	۱۰٫۶	نیمه‌خشک-سرد
اصفهان	۱۸۹۳-۲۰۰۲	۸۸	۱۱۵٫۴	۱۶٫۲	-۲٫۵	۴٫۴	فراخشک-سرد
بوشهر	۱۸۷۷-۲۰۰۲	۸۸	۲۵۶٫۹	۲۴٫۶	۱۰٫۲	۷٫۴	خشک-گرم

\* درصد آمار حقیقی موجود در دوره آماری اقلیمی.

\*\* آمار ایستگاه ناهمگن بوده و سری آماری قابل تحلیل نیست.

خاتمه می‌یابند. هر پدیده  $e_j$  می‌تواند با ویژگی معین  $D_j$  (مثلاً تداوم خشک‌سالی) توصیف شود و توالی وقایع  $D_1, D_2, \dots, D_n$  در زمان‌های  $t_1, t_2, \dots, t_n$  در نمودار پایینی شکل ۲ نشان داده شده است. از این گذشته، سطح برش  $D_0$  در حکم تداوم بحرانی خشک‌سالی برای متمایز ساختن خشک‌سالی‌های عمومی از خشک‌سالی‌های بحرانی انتخاب شده است.  $W$ ، فاصله زمانی بین دو رخداد متوالی (Interarrival First)  $D \geq D_0$  و  $N$  معرف اولین مرتبه وقوع (time  $D \geq D_0$  arrival time) است.

قبل از ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی، لازم است تابع جرم احتمال (probability Mass Function) بر مبنای تعاریف  $W$  و  $N$  یعنی  $f_{n, D_0}$  و  $f_{w, D_0}$  تعیین گردد. تعریف ریاضی دوره بازگشت به صورت زیر است:

$$T = E[W = w] = \sum_{w=0}^{\infty} w \cdot f_{w, D_0} \quad (1)$$

$$T = E[N = n] = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot f_{n, D_0} \quad (2)$$

که در آن،  $T$  دوره بازگشت،  $E[\ ]$  امید ریاضی،  $w$  و  $n$  مقدار معینی از متغیرهای  $W$  و  $N$  هستند که قبلاً تعریف شده‌اند.

مخاطره یا احتمال وقوع  $D \geq D_0$  در یک دوره  $L$  ساله را، می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$R_{L, D_0} = P(D \geq D_0 \text{ occurs at least once in } L \text{ trials}) \quad (3)$$

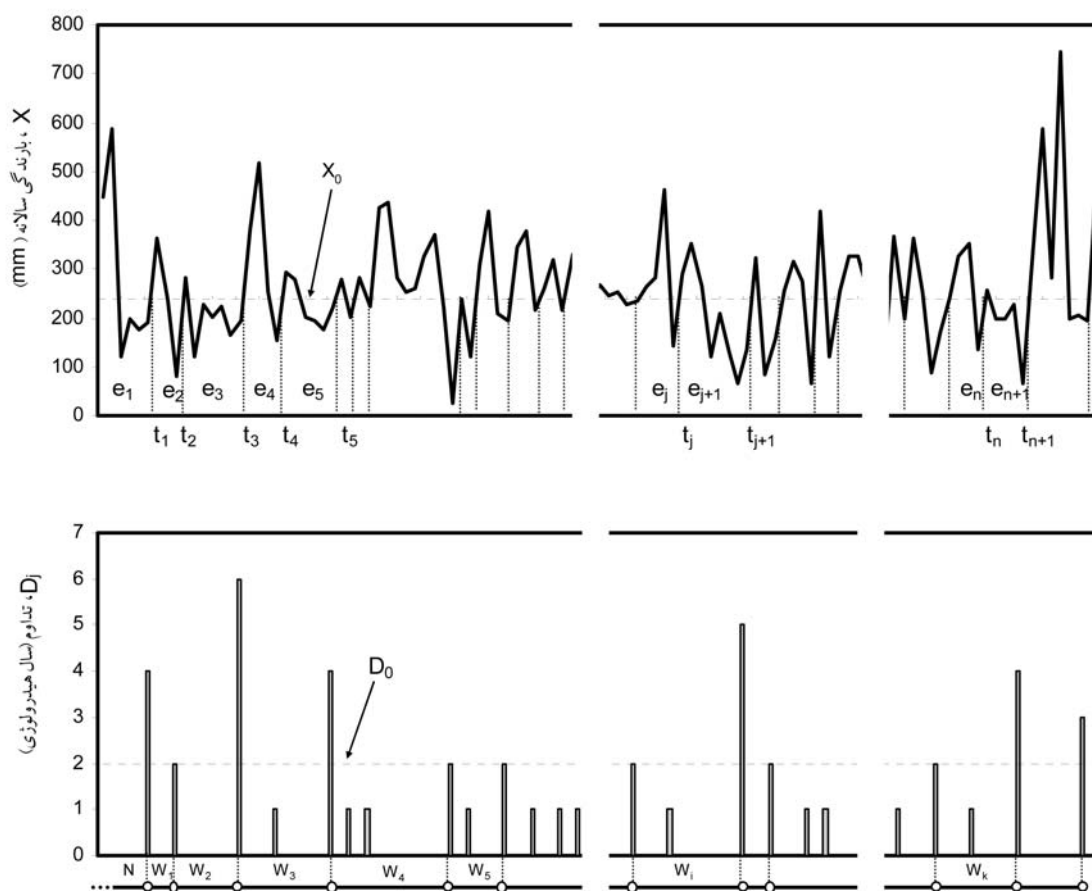
به علاوه، تعریف متناوب زیر برای ارزیابی مخاطره مطلوب خواهد بود:

$$S_{n, D_0} = P(D \geq D_0 \text{ has occurred at or before trial } n) \quad (4)$$

منحصراً چهار سری دیگر مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. همچنین، بررسی عینی داده‌ها روشن ساخت که دوره ۱۸۹۳-۱۸۹۴ تا ۲۰۰۱-۲۰۰۲ مناسب‌ترین دوره برای مقایسه تحلیل‌های آماری در ایستگاه‌های منتخب است. با توجه به جدول ۱ ملاحظه می‌شود که میانگین مقدار بارندگی در ایستگاه‌های مورد بررسی بین ۱۱۵٫۴ میلی‌متر (ایستگاه اصفهان) و ۲۵۶٫۹ میلی‌متر (ایستگاه بوشهر) نوسان می‌کند. ایستگاه‌های بوشهر (با متوسط سالانه دمای ۲۴٫۶ درجه سلسیوس و دمای حداقل سالانه در سردترین ماه سال ۱۰٫۲ درجه سلسیوس) و مشهد (با متوسط سالانه دمای ۱۴٫۰ درجه سلسیوس و دمای حداقل سالانه در سردترین ماه سال ۳٫۸- درجه سلسیوس) به ترتیب گرم‌ترین. سردترین ایستگاه‌ها در بین ایستگاه‌های مورد بررسی هستند. با محاسبه ضریب خشکی دومارتن گسترش یافته (خلیلی و همکاران، ۱۳۵۲) مشخص شد که ایستگاه‌های تهران، مشهد، اصفهان و بوشهر به ترتیب در اقلیم‌های خشک-سرد، نیمه‌خشک-سرد، فراخشک-سرد و خشک-گرم قرار دارند.

## ۲-۲- تعریف و ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی

قبلاً دو تعریف اساسی برای دوره بازگشت ارائه شد که در این تحقیق نیز مورد استفاده قرار خواهند گرفت. مخاطره خشک‌سالی عبارت‌است از احتمال عبور از پدیده‌ای بحرانی در مدت‌زمان معین (دوره پایه مورد نظر). برای درک این تعاریف، توجه به شکل ۲ مفید خواهد بود. در این شکل، نمودار فوقانی، سری زمانی بارندگی سالانه همراه با یک مقدار آستانه  $X_0$  نشان داده شده است. پدیده  $e_j$  معرف توالی پیوسته‌ای یا دنباله‌ای از رخدادهای  $X < X_0$  است که معمولاً شکست نامیده می‌شود. بنابراین، پدیده‌های  $e_1, e_2, \dots, e_n$  به ترتیب در زمان‌های  $t_1, t_2, \dots, t_n$



شکل ۲. تعریف متغیرهای برآورد دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی.

را می‌توان به صورت آزمایش‌های مستقل برنولی مدل‌بندی کرد. اگر  $N$  معرف آزمایشی باشد که در آن  $D \geq D_0$  اولین بار اتفاق می‌افتد، بنابراین، تابع جرم احتمال  $N$  از نوع هندسی خواهد بود یعنی

$$f_{n,D_0} = \Pr(N = n) = p(1-p)^{n-1} \quad (5)$$

,  $n = 1, 2, \dots$

و دوره بازگشت  $T$  برابر است با:

$$T = E(N = n) = \sum_{n=0}^{\infty} n f_{n,D_0} = \frac{1}{p} \quad (6)$$

همچنین، مخاطره  $R_{n,D_0}$  طی دوره پایه موردنظر (مثلاً برنامه‌ریزی در منابع آب)  $L$  از رابطه زیر تعیین می‌شود:

$$R_{n,D_0} = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^L \quad (7)$$

روابط (۵)، (۶) و (۷) در مورد  $W$  نیز صادق هستند.

فرناندز و ورگارا (۱۹۹۸) و فرناندز و سالاس (ب)، آ، (۱۹۹۹) فرمول‌بندی محاسبه دوره بازگشت و مخاطره تداوم خشک‌سالی را برای سری‌های ایستا و نایستا عرضه کردند. در ادامه مقاله، با فرض ایستایی داده‌ها، تابع جرم احتمال، دوره بازگشت و مخاطره وقوع  $D \geq D_0$  در مورد پدیده‌های منفرد مستقل و پدیده‌های دنباله مستقل مورد بحث قرار می‌گیرد و روابط آنها عرضه می‌شود.

#### ۲-۲-۱- پدیده‌های منفرد مستقل

همان‌طور که در شکل ۲ نیز نشان داده شده است این بررسی روی پدیده‌های تولیدشده با شرط  $D \geq D_0$  تمرکز می‌کند. اگر  $p = \Pr(D \geq D_0)$  (احتمال وقوع  $D \geq D_0$ ) ثابت باقی بماند، توالی چنین شرایطی

## ۲-۲-۲- پدیده‌های دنباله مستقل

اگر به خشک‌سالی به صورت دنباله نگاه کنیم، در این صورت با توجه به شکل ۲، پدیده‌های خشک‌سالی  $e_1, e_2, \dots$  تداوم‌های  $D_1, D_2, \dots$  داشته و  $r$  به مثابه آستانه یا تداوم بحرانی تعریف می‌شود، یعنی  $D_0 = r$ . با فرض ایستایی آزمایش‌های دنباله مستقل برنولی، می‌توان دوره بازگشت  $T$  (بر مبنای  $N$  و  $W$ ) و مخاطره مربوطه را در دوره معین  $L$  یا  $S_{L,r}$  برآورد کرد. برای تعیین دوره بازگشت و مخاطره دنباله به طول  $r$  بر مبنای  $N$ ، می‌توان از الگوریتم بازگشتی شواگر (۱۹۸۳) استفاده کرد. اگر  $n$  شماره آزمایش باشد و احتمال  $D \geq r$  یا  $p$  ثابت بماند الگوریتم پیش‌گفته به صورت زیر خواهد بود:

الف- اگر  $n < r$  باشد:

$$f_{n,r} = S_{n,r} = 0 \quad (8)$$

ب- برای  $n = r$ :

$$f_{n,r} = S_{n,r} = p^r \quad (9)$$

ج- اگر  $n > r$  باشد:

$$f_{n,r} = p^r \left( 1 - S_{n-r,r} - \sum_{i=1}^{r-1} f_{n-i,r} p^{i-r} \right) \quad (10)$$

رابطه فوق، اولین رابطه بازگشتی برای محاسبه  $f_{n,r}$  است و رابطه بازگشتی دوم Schwager (۱۹۸۳) برای محاسبه  $S_{n,r}$  به ازای  $n > r$  به صورت زیر است:

$$S_{n,r} = S_{n-1,r} + f_{n,r} \quad (11)$$

با محاسبه  $f_{n,D_0=r}$ ، می‌توان دوره بازگشت  $T$  را از رابطه (۲) محاسبه کرد. همچنین، مخاطره شکست  $R_{L,r} = S_{L,r}$  را می‌توان با جانشینی  $n$  به جای  $L$  از معادله (۱۱) محاسبه کرد. ملاحظه می‌شود، چنانچه در رابطه (۱۰) مقدار  $r$  برابر ۱ اختیار شود، تابع جرم احتمال

رابطه (۵) به دست می‌آید. به عبارت دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که پدیده منفرد، حالت خاصی از پدیده دنباله است. فلر (۱۹۶۸) روشن ساخت که نتایج محاسبه دوره بازگشت بر مبنای  $W$  یا  $T(W)$  و مخاطره دنباله‌ای به طول  $r$  در آزمایش‌های مستقل برنولی مشابه نتایج به دست آمده از الگوریتم شواگر (۱۹۸۳) است. بنابراین  $T = E(N) = E(W)$ .

## ۳ بحث و نتیجه‌گیری

قبل از ارزیابی دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی سری‌های بارندگی سالانه (برحسب سال‌های آبی) ایستگاه‌های منتخب تحلیل شد و مناسب‌ترین توزیع آماری قابل برازش بر داده‌ها از بین ۱۴ توزیع آماری شامل نرمال، لوگ نرمال، لوگ نرمال سه پارامتری، گاما، گامای سه پارامتری، نمایی، نمایی دو پارامتری، کوچک‌ترین مقدار حدی، بزرگ‌ترین مقدار حدی، ویبول، ویبول سه پارامتری، لجستیک، لوگ لجستیک و لوگ لجستیک سه پارامتری تعیین شد. نتایج به دست آمده روشن ساخت که مناسب‌ترین توزیع‌های برازیده بر سری‌های بارندگی سالانه ایستگاه‌های بوشهر، اصفهان، مشهد و تهران-مهرآباد به ترتیب توزیع بزرگ‌ترین مقدار حدی، توزیع نرمال، توزیع ویبول سه پارامتری و توزیع لجستیک است (جدول ۲). همچنین، در جدول پیش‌گفته مقادیر بارندگی بازای سطوح احتمال ۱۰ الی ۷۰ درصد، خطای استاندارد برازش و آستانه‌های بالا و پایین فاصله اطمینان ۹۵٪ توزیع درج شده است. کمترین خطای برازش مربوط به ایستگاه اصفهان و بیشترین خطا از آن ایستگاه بوشهر است.

جدول ۲. مناسب‌ترین توزیع آماری قابل برازش بر سری‌های بارندگی سالانه ایستگاه‌های منتخب، مقدار بارش در سطوح احتمال گوناگون، خطای استاندارد و حدود اعتماد ۹۵٪ مقدار بارش محتمل.

ایستگاه	توزیع برازیده	سطح احتمال (%)	بارندگی (mm)	خطای استاندارد	فاصله اطمینان ۹۵٪	
					کم	زیاد
بوشهر (Largest Extreme Value)	بزرگ‌ترین مقدار حدی	10	125.4	9.5	106.8	143.9
		20	159.3	9.1	141.5	177.1
		30	186.8	9.3	168.7	205.0
		40	212.7	9.8	193.5	231.9
		50	239.2	10.6	218.3	260.0
		60	268.1	11.9	244.8	291.4
		70	302.1	13.6	275.5	328.8
اصفهان (Normal)	نرمال	10	60.5	5.5	49.6	71.4
		20	79.4	4.8	70.0	88.7
		30	93.0	4.4	84.4	101.5
		40	104.6	4.2	96.4	112.7
		50	115.4	4.1	107.4	123.5
		60	126.3	4.2	118.1	134.5
		70	137.9	4.4	129.3	146.5
مشهد (Weibull 3-Parameter)	ویبول سه پارامتری	10	151.5	8.4	135.8	169.0
		20	183.8	8.4	168.0	201.1
		30	208.6	8.4	192.7	225.8
		40	230.6	8.4	214.7	247.6
		50	251.4	8.4	235.6	268.4
		60	272.6	8.4	256.6	289.5
		70	295.3	8.6	278.8	312.7
تهران - مهرآباد (Logistic)	لجستیک	10	158.0	8.2	142.0	174.0
		20	185.2	6.7	172.0	198.4
		30	203.3	6.0	191.5	215.2
		40	218.2	5.7	207.0	229.4
		50	231.8	5.6	220.9	242.8
		60	245.4	5.7	234.3	256.6
		70	260.3	6.0	248.5	272.1

بازگشت و مخاطره آن‌ها است. این تداوم‌ها به‌ازای سطوح گوناگون برش در جدول ۳ آورده شده‌اند و دوره بازگشت آنها با استفاده از الگوریتم شواگر (۱۹۸۳) محاسبه شده است. ملاحظه می‌شود که با افزایش سطح برش، مدت طولانی‌ترین خشک‌سالی‌ها نیز افزایش می‌یابد. همچنین، در سطح برش ۵۰ درصد، طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی در ایستگاه‌های بوشهر و تهران - مهرآباد برابر ۶ سال و در ایستگاه‌های اصفهان و

مقادیر بارندگی استخراج شده از توابع توزیع تجمعی به‌ازای سطوح احتمال گوناگون درحکم سطح برش انتخاب و با استفاده از نظریه دنباله، هریک از سری‌های زمانی به دو بخش تقسیم شد. سپس، تداوم‌های خشک‌سالی در هریک از سطوح احتمال مشخص شد. یکی از آماره‌های مهم تداوم خشک‌سالی در تحقیقات مربوط (منابع آب، بیابان‌زایی و کشاورزی) تعیین طولانی‌ترین دوره‌های خشک‌سالی و دوره

احتمال وقوع خشک‌سالی است که در تداوم سه‌ساله اول، معادل ۰٫۲ در تداوم سه‌ساله دوم، ۰٫۳ است. این مطلب از فرمول‌های عرضه شده برای محاسبه دوره بازگشت نیز نتیجه می‌شود.

به‌منظور تسهیل در محاسبات دوره بازگشت خشک‌سالی‌ها، نموداری تهیه شده است که می‌توان با داشتن مقادیر احتمال (p) و تداوم خشک‌سالی (t) مستقیماً مقدار دوره بازگشت را تعیین نمود. این دیاگرام در شکل ۳ آمده است. با توجه به شکل، ملاحظه می‌شود که در یک تداوم معین، با افزایش احتمال وقوع خشک‌سالی، دوره بازگشت کاهش می‌یابد.

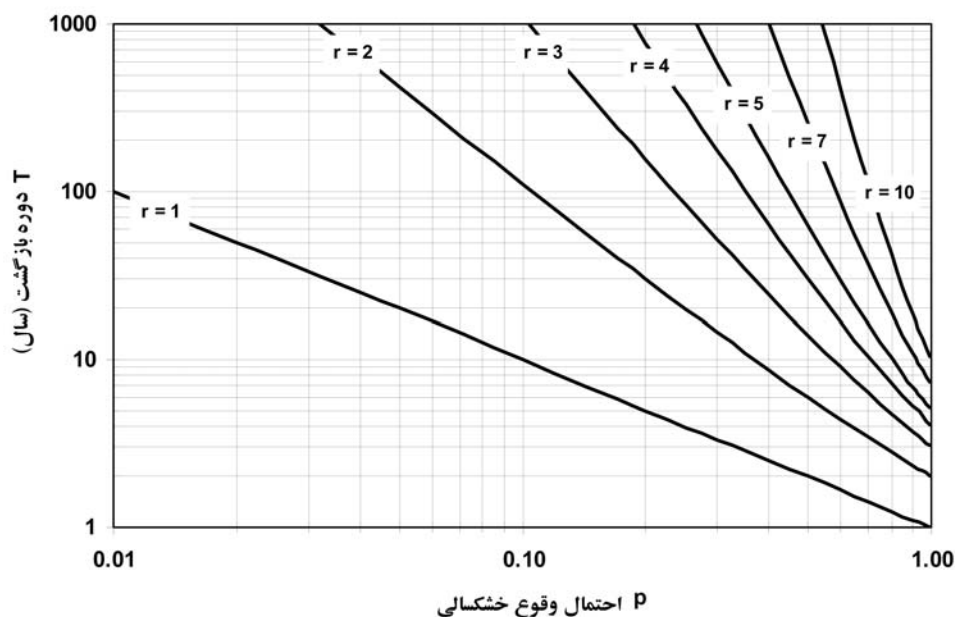
مشهد دو برابر این مقدار است. در این سطح احتمال، دوره بازگشت طولانی‌ترین خشک‌سالی‌ها در ایستگاه‌های بوشهر و تهران - مهرآباد تقریباً ۱۲۶ سال و در ایستگاه‌های اصفهان و مشهد بیش از ۲۰۰۰ سال است.

نکته مهمی که در جدول ۳ به چشم می‌خورد این است که در ایستگاه‌های مورد بررسی، به‌ازای تداوم‌های یکسان خشک‌سالی، دوره بازگشت‌های متفاوتی حاصل شده است. برای مثال، در ایستگاه بوشهر به‌ازای تداوم سه سال خشک‌سالی، دو دوره بازگشت ۱۵۵ و ۵۱ سال به‌دست آمده است. دلیل این امر در تفاوت سطح

جدول ۳. دوره بازگشت طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی در ایستگاه‌های مورد بررسی.

ایستگاه	ویژگی	سطح برش						
		0.7	0.6	0.5	0.4	0.3	0.2	0.1
بوشهر	بارندگی سطح برش (mm)	302.1	268.1	239.2	212.7	186.8	159.3	125.4
	طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی (سال)	12	6	6	5	3	3	1
اصفهان	دوره بازگشت (سال)	237	51	126	161	51	155	10
	بارندگی سطح برش (mm)	137.9	126.3	115.4	104.6	93.0	79.4	60.5
مشهد	طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی (سال)	13	10	10	10	6	4	2
	دوره بازگشت (سال)	341	411	2046	15893	1958	780	110
تهران - مهرآباد	بارندگی سطح برش (mm)	295.3	272.6	251.4	230.6	208.6	183.8	151.5
	طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی (سال)	14	13	12	4	3	2	2
مهرآباد	دوره بازگشت (سال)	488	1912	8190	63	51	30	110
	بارندگی سطح برش (mm)	260.3	245.4	231.8	218.2	203.3	185.2	158.0
تهران - مهرآباد	طولانی‌ترین تداوم خشک‌سالی (سال)	11	11	6	3	3	3	2
	دوره بازگشت (سال)	165	687	126	24	51	155	110

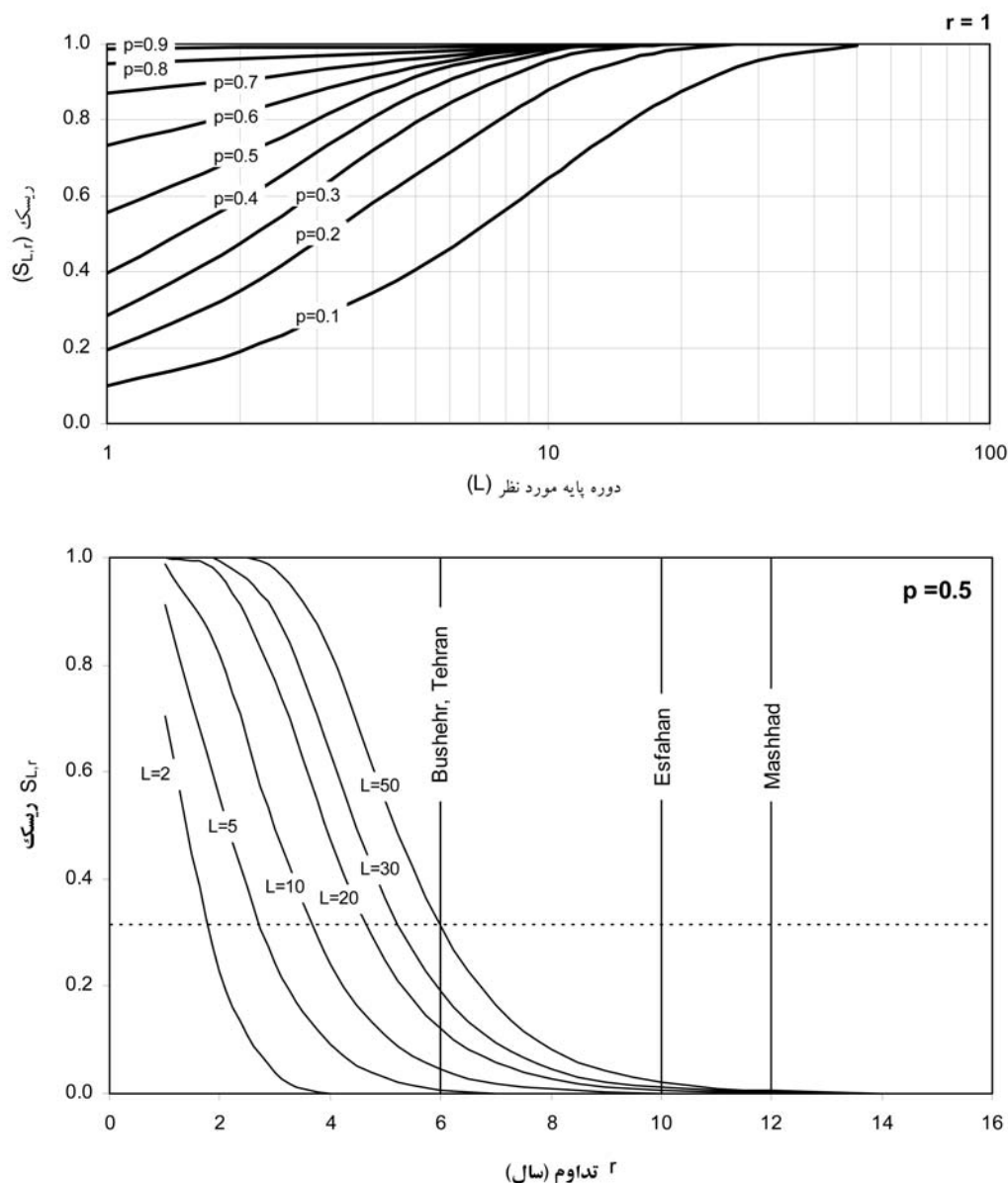




شکل ۳. تعیین دوره بازگشت تداوم خشک‌سالی ( $T$ ) برحسب سال با استفاده از الگوریتم شوآگر (۱۹۸۳)

می‌دهد. در این شکل، تغییرات مخاطره خشک‌سالی به‌ازای مقادیر گوناگون تداوم و دوره‌های متفاوت برنامه‌ریزی نشان داده شده است. ملاحظه می‌شود که در یک دوره برنامه‌ریزی معین، با افزایش تداوم خشک‌سالی، مخاطره خشک‌سالی کاهش می‌یابد. برای نمونه، در سطح احتمال ۵۰ درصد وقوع خشک‌سالی، مخاطره خشک‌سالی‌های بلندمدت در ایستگاه‌های مورد بررسی با دوره‌های گوناگون برنامه‌ریزی، روی شکل نشان داده شده است. مشاهده می‌شود که مخاطره خشک‌سالی‌های بلندمدت در ایستگاه‌های بوشهر و تهران - مهرآباد با افزایش دوره برنامه‌ریزی، افزایش یافته و در یک دوره برنامه‌ریزی ۵۰ ساله، بیش از ۳۰ درصد خواهد بود. از سوی دیگر، در ایستگاه‌های اصفهان و مشهد، مخاطره خشک‌سالی در همان دوره برنامه‌ریزی تقریباً صفر است.

همانند دوره بازگشت، در مورد ارزیابی مخاطره خشک‌سالی نیز می‌توان براساس الگوریتم شوآگر (۱۹۸۳) نمودارهایی تهیه کرد که دو نوع آن در شکل ۴ آمده است. نمودار بالایی شکل ۴، مقدار مخاطره خشک‌سالی را به‌ازای تداومی معین نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که در خشک‌سالی‌های با تداوم یک‌ساله، در یک احتمال معین، با افزایش دوره برنامه‌ریزی، مخاطره خشک‌سالی افزایش می‌یابد. مثلاً، مخاطره خشک‌سالی‌های یک‌ساله با احتمال وقوع ۱۰ درصد، طی یک دوره ۵۰ ساله تقریباً ۱۰۰ درصد است و هر چه احتمال وقوع خشک‌سالی بیشتر می‌شود، مقدار ریسک در مدت‌زمان کوتاه‌تری به ۱۰۰ درصد می‌رسد. این نوع دیاگرامها را می‌توان برای هر تداوم دلخواهی تولید کرد. نمودار پایینی شکل ۴، مخاطره خشک‌سالی را با‌زای یک احتمال وقوع معین (مثلاً ۵۰ درصد) نشان



شکل ۴. مخاطره خشک‌سالی به‌ازای تداوم معین  $r=1$  (زیاد) و بازای احتمال معین  $p=0.5$  (کم).

### تشکر و قدردانی

این مقاله در چارچوب طرح تحقیقاتی نوع ششم به شماره ۷۱۰۲۰۰۴/۶/۱۵ پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران تهیه شده است که بدین وسیله از مسئولان و کارکنان آن پردیس قدردانی می‌شود.

در جمع‌بندی نهایی می‌توان اظهار کرد که این مقاله، نحوه محاسبه دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی را در قالب فرمول و دیاگرام بیان کرده و به یک سؤال اساسی در زمینه دوره بازگشت و مخاطره خشک‌سالی‌های طولانی‌مدت در ایستگاه‌های مورد بررسی پاسخ داده است. البته، پرسش‌های دیگری نیز قابل طرح است که ممکن است مبنای نظری یا عملی داشته باشند.

- Stedinger, J. R., Vogel, R. M., and Foufoula-Georgiou, E., 1993, Frequency analysis of extreme events, Chapter 18, Handbook of Hydrology, McGraw-Hill, New York.
- Vogel, R. M., 1987, Reliability indices for water supply systems, Journal of Water Resources Planning and Management, ASCE, 113, 4, 563-579.
- Yevjevich, V., 1967, An objective approach to definition and investigation of continental hydrologic drought, Hydrology Paper 23, Colorado State University, Fort Collins, Colorado.
- Yevjevich, V., 1972, Stochastic processes in hydrology, Water Resources Publications, Littleton, Colorado.

## منابع

- بزرگ‌نیا، ا.، علیزاده، ا.، نقیب‌زاده، م.، و خیابانی، ح.، ۱۳۶۹، تحلیل فراوانی وقایع و ریسک در هیدرولوژی (ترجمه)، انتشارات آستان قدس رضوی، مشهد.
- Feller, W., 1968, An introduction to probability theory and its applications, 3<sup>rd</sup> Ed., Vol. I, Wiley, New York.
- Lloyd, E. H., 1970, Return period in the presence of persistence, Journal. of Hydrology, 10, 3, 291-298.
- Schwager, S. J., 1983, Run probabilities in sequences of Markov-dependent trials, Journal of American Statistical Association, 78, 168-175.