

تعریف شواگر برای ارزیابی دوره ی بازگشت خشکسالی است. واژه های کلیدی: تداوم خشکسالی، دوره ی بازگشت، تابع توزیع احتمال، شرایط استقلال، وابستگی زمانی و کرمانشاه

مقدمه

دوره ی بازگشت خشکسالی بر اساس تعریف عبارت است از میانگین فاصله ی زمانی بین وقوع دو خشکسالی بحرانی متوالی (کایت [۱۰]؛ لویسیگا و مارینو [۱۱]). این فاصله ممکن است از انتهای یک خشکسالی بحرانی تا انتهای خشکسالی بحرانی بعدی در نظر گرفته شود (فرناندز و سالاس [۷ و ۸]) و یا از ابتدای یک خشکسالی بحرانی تا ابتدای خشکسالی بحرانی دیگر تعریف شود (شیائو و شن [۱۶]). در هر دو وضعیت ذکر شده، نتایج ارزیابی دوره ی بازگشت یکسان است (شیائو و شن [۱۶]). نکته ی شایان توجه در تعریف دوره ی بازگشت، مفهوم خشکسالی بحرانی است. خشکسالی بحرانی را می توان حسب یکی از ویژگی های اصلی خشکسالی (تداوم یا سختی) و یا هر دو ویژگی خشکسالی در نظر گرفت. در این مقاله، منظور از خشکسالی های بحرانی، خشکسالی هایی با تداوم بزرگ تر از آستانه ی معین است. رابطه ی اساسی دوره ی بازگشت به صورت زیر است:

$$T = E[N] = \sum_{n=0}^{\infty} f_N(n) \quad (1)$$

که در آن، T دوره ی بازگشت، N زمان بین وقوع دو خشکسالی بحرانی متوالی، $E[N]$ امید ریاضی و $f_N(n)$ تابع جرم احتمال N است.

در یک دهه ی اخیر، روش های ارزیابی دوره ی بازگشت ویژگی های خشکسالی در هیدرولوژی به سرعت توسعه یافته اند. فرناندز و ورگارا [۹] روابط دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی را بر مبنای سری های زمانی متناوب و مستقل بارندگی و سری های متناوب و وابسته جریان رودخانه در مقیاس زمانی ماهانه تعیین کردند. فرناندز و سالاس [۷ و ۸] فرمول بندی ریاضی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی را با فرض استقلال و وابستگی پیاپی سری زمانی ارائه کردند. در مطالعه مذکور، معادلات دوره بازگشت تداوم خشکسالی بر اساس تعاریف فلر [۶] و شواگر [۱۴] تعیین و کاربرد معادله های ارائه شده با استفاده از داده های ماهانه بارندگی در چند نقطه از ایالت کلرادو تشریح گردید. بایزیت [۵] در نقدی بر مقاله ی فرناندز و سالاس [۷] تعاریف تداوم خشکسالی را به چالش

ارزیابی کارایی روش های گوناگون برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی در شرایط استقلال و وابستگی زمانی داده های بارندگی

جواد بذرافشان^۱، عبدالحسین هورفر^۲، علی خلیلی^۳، صدیقه ترابی^۴ و سهراب حجاج^۵
 تاریخ دریافت: ۸۸/۵/۱۷ تاریخ پذیرش: ۸۸/۹/۲۷

چکیده

تداوم خشکسالی از دیدگاههای گوناگونی تعریف شده است. روش های برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی حسب تعریف تداوم خشکسالی با یکدیگر متفاوتند. این مقاله به صورت موردی، کارایی شش روش برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی را در ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه مورد ارزیابی قرار داده است. پیش خشکسالی با استفاده از شاخص بارش استاندارد و بر مبنای سری های تاریخی (طی دوره ی آماری ۲۰۰۵-۱۹۶۱) و مصنوعی (به طول ۱۰۰۰ سال) مجموع بارندگی در مقیاس های زمانی سالانه و ماهانه به انجام رسید. برای تولید سری های مصنوعی از مدل LARS-WG استفاده گردید. توزیع احتمال تداوم خشکسالی برای سری های شاخص بارش استاندارد تحلیل شد. روش های گوناگون برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی بر سری های زمانی تاریخی و مصنوعی شاخص بارش استاندارد اعمال شد. یافته های پژوهش به دو سوال اساسی پاسخ داد: الف) آیا طول دوره ی برداشت آمار در ایستگاه مورد نظر برای ارزیابی دوره ی بازگشت خشکسالی با روش های گوناگون کافی است؟ ب) آیا دوره ی بازگشت های به دست آمده بر مبنای روش های گوناگون، با دوره ی بازگشت های مشاهده شده تطابق کافی دارند؟ نتایج به دست آمده حاکی از برتری روش های مبتنی بر تعریف یوجویچ نسبت به روش های مبتنی بر

۱- نویسنده ی مسئول و استادیار، گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، دانشگاه تهران jbazr@ut.ac.ir

۲- دانشیار، گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، دانشگاه تهران

۳- استاد، گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، دانشگاه تهران

۴- دکتری مهندسی عمران، وزارت نیرو

۵- دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات تهران

شاخص بارندگی استاندارد

اساس شاخص بارندگی استاندارد^۱ (SPI)، برآزش یک توزیع احتمال مناسب بر سری مجموع بارندگی های ماهانه در پنجره ی زمانی معین است (مک کی [۱۲]). سپس، احتمال عدم تجاوز مقادیر بارندگی از روی تابع توزیع تجمعی مناسب (برای مثال، توزیع گاما) تعیین و احتمال به دست آمده از این روش به متغیر تصادفی نرمال استاندارد (یعنی، SPI) تبدیل می شود. آستانه های SPI در جدول (۱) آمده است (پاتل [۱۳]). با توجه به جدول یاد شده، $SPI = -0.5$ آستانه ی شروع دوره ی خشک است.

بذرافشان [۱] بر مبنای هفت توزیع احتمال شامل نرمال، لوگ نرمال ۲ پارامتری، لوگ نرمال ۳ پارامتری، پارامتری، پیرسون نوع III، لوگ پیرسون نوع III و گامبل در اقلیم های گوناگون ایران به این نتیجه رسید که در چهار پنجره ی زمانی ۳، ۶، ۱۲ و ۲۴ ماه توزیع گاما نسبت به سایر توزیع ها برازشی مناسب تر بر داده های بارندگی دارد. در این مطالعه نیز از توزیع گاما در پنجره های زمانی ثابت ۱۲ ماهه (اکتبر تا اکتبر) و متحرک ۶ ماهه استفاده شد. در پنجره ی اخیر، در انتهای هر ماه سال از وضعیت خشکی یک دوره ی شش ماهه ی گذشته آگاهی می یابیم. پنجره ی متحرک شش ماهه به عنوان کم ترین پنجره ی زمانی مناسب برای محاسبه ی SPI در ایستگاه کرمانشاه است زیرا بر اساس بررسی های انجام شده در این مطالعه، مشخص گردید که در پنجره ی زمانی یاد شده، توزیع فراوانی طبقات گوناگون SPI (جدول ۱) [۱۳] در دوره های خشکسالی و غیرخشکسالی حالت متقارن می یابد و در مقیاس های کوتاه تر توزیع فراوانی طبقات اریب می شود.

جدول ۱- طبقات گوناگون SPI

SPI	توصیف وضعیت
بیشتر از ۰/۵-	غیرخشکسالی
۰/۵- تا ۰/۷-	خشکسالی خفیف
۰/۸- تا ۱/۲-	خشکسالی متوسط
۱/۳- تا ۱/۵-	خشکسالی شدید
۱/۶- تا ۱/۹-	خشکسالی بسیار شدید
کمتر از ۲/۰-	خشکسالی استثنایی

مراحل برآورد دوره ی بازگشت

روی هم رفته، در فرآیند ارزیابی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی مراحل زیر دنبال می شود:

- کمی سازی پدیده های خشکسالی: برای این منظور از شاخص بارندگی استاندارد (SPI) استفاده شده است.

- شناسایی پدیده های خشکسالی: با انتخاب یک آستانه ی معین

I- Standardized Precipitation Index

کشید. وی ضمن بیان تعریف یوجویچ [۱۹] در مورد تداوم خشکسالی، معادله های جدیدی برای دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی ارائه نمود. خلیلی و بذرافشان [۴] کاربرد روش شواگر [۱۴] را برای تجزیه و تحلیل دوره ی بازگشت و ریسک خشکسالی در چهار ایستگاه کهن ایران (با آمار بیش از ۱۰۰ سال) نشان دادند. بررسی های انجام شده به وسیله ی فرناندز و سالاس [۷] نشان داد که در مورد پدیده ی خشکسالی (نه غیرخشکسالی) ارزیابی دوره ی بازگشت بر مبنای هر دو تعریف شواگر [۱۴] و فلر [۶] منجر به نتایج یکسانی می شود. از این رو، در این مطالعه، روابط دوره ی بازگشت بر مبنای تعاریف یوجویچ [۱۹] و شواگر [۱۴] مورد بررسی قرار گرفته است.

این مطالعه سعی دارد تا کارایی روش های گوناگون برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی از نظر دو پرسش اساسی زیر مورد مقایسه قرار دهد: الف) آیا طول دوره ی برداشت آمار در مکان مورد نظر برای ارزیابی دوره ی بازگشت خشکسالی با روش های گوناگون کافی است؟ ب) آیا دوره ی بازگشت های به دست آمده بر مبنای روش های گوناگون با دوره ی بازگشت های مشاهده شده تطابق کافی دارند؟

مواد و روش ها

داده های مشاهداتی و مصنوعی

این پژوهش به گونه ی موردی و در مورد ایستگاه هواشناسی کرمانشاه (وابسته به سازمان هواشناسی کشور) به انجام رسیده است که در مختصات جغرافیایی ۱۱° ۴۷' طولی و ۱۲° ۳۴' عرضی با ارتفاعی معادل ۱۳۶۱/۷ متر در میان رشته کوه های زاگرس شمالی و در اقلیمی نیمه خشک و سرد واقع شده است. این ایستگاه دارای ۴۵ سال (از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵) آمار روزانه بارندگی است.

ارزیابی صحیح دوره ی بازگشت خشکسالی نیازمند داده های بلندمدت اقلیمی است. در صورتی که طول دوره ی آمار تاریخی کافی باشد، می توان مستقیماً از داده های تاریخی استفاده کرد. از آنجا که طول دوره ی آماری در برخی ایستگاه های هواشناسی کافی نمی باشد (این مسئله در این مقاله مورد بررسی قرار گرفته است) لازم است با یک مدل مناسب تولید داده های وضع هوا، طول دوره ی آماری افزایش یابد. بذرافشان و همکاران [۲] ضمن مقایسه ی دو مدل LARS-WG (سمنف و همکاران [۱۵]) و ClimGen (استوکل و همکاران [۱۷]) در اقلیم های گوناگون ایران به این نتیجه رسیدند که ویژگی های آماری (میانگین، واریانس و توزیع فراوانی) داده های بارندگی تولید شده به وسیله ی مدل LARS-WG برای یک دوره ی ۳۰۰ ساله نسبت به ClimGen، شباهت بیش تری به ویژگی های آماری داده های بارندگی مشاهده شده دارند. از این رو، در این پژوهش، با استفاده از مدل LARS-WG یک دوره ی ۱۰۰۰ ساله بارندگی روزانه در ایستگاه یاد شده تولید شد تا امکان ارزیابی دقیق تر روش های برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی فراهم شود.

برای وقوع خشکسالی (سطح برش x_0)، دوره ی زمانی شاخص خشکسالی به دو بخش تقسیم می شود. به دنباله مقادیر زیر سطح برش ($X < x_0$)، پدیده ی خشکسالی و به دنباله ی مقادیر بالای سطح برش ($X \geq x_0$)، پدیده ی غیرخشکسالی گفته می شود.

- تعیین توزیع احتمال تداوم خشکسالی: روی هم رفته، سه روش برای تحلیل احتمالاتی و ویژگی های خشکسالی وجود دارد که عبارتند از: برازش توزیع های نظری بر ویژگی های خشکسالی، روش های تولید داده و اشتقاق تحلیلی توزیع احتمال ویژگی های خشکسالی. خوشبختانه، تعیین توزیع احتمال تداوم خشکسالی با روش تحلیلی امکانپذیر است. برای یک دوره ی مستقل از زمان و ایستا، تداوم خشکسالی (DL) از توزیع هندسی با پارامتر $P_w = \Pr\{X \geq x_0\}$ تبعیت می کند. این پارامتر به صورت تجربی از روی داده های بارندگی محاسبه می شود. تابع جرم احتمال DL به صورت زیر است:

$$f_{DL}(dl) = P_w(1-P_w)^{dl-1}, dl = 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

- در سری های ایستا و وابسته به زمان (مارکف ساده)، تابع جرم احتمال تداوم به صورت زیر خواهد بود:

$$f_{DL}(dl) = P_{dw}P_{dd}^{dl-1}, dl = 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

که در آن، $P_{dw} = \Pr\{(X_{t+1} \geq x_0) | (X_t < x_0)\}$ احتمال وقوع پدیده ی غیرخشکسالی در زمان $t+1$ به شرط آن که در زمان خشکسالی اتفاق افتاده باشد و $P_{dd} = \Pr\{(X_{t+1} < x_0) | (X_t < x_0)\}$ احتمال وقوع دو خشکسالی متوالی است. w معرف غیرخشکسالی و d معرف خشکسالی است.

- برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی: این برآورد با فرض تصادفی بودن تداوم خشکسالی و پذیرفتن خشکسالی به عنوان فرآیند تجدید متناوب^۱ انجام می شود.

خاطر نشان می سازد که در این پژوهش، تمامی مراحل پنجگانه ی لازم برای ارزیابی دوره ی بازگشت برای سری های تاریخی و مصنوعی اجرا شد.

روش های برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی

در این پژوهش برای برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی از روش های ارایه شده بر مبنای تعاریف یوجویچ و شواگر استفاده شد که شرح آنها در ادامه خواهد آمد.

الف: تعریف شواگر

فرناندز و ورگارا [۹] و فرناندز و سالاس [۷] بر مبنای تعریف شواگر [۱۴] از پدیده های دنباله ای، روابط ریاضی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی را بر مبنای سری های ایستا و نایستا (متناوب) با فرض استقلال یا وابستگی زمانی داده ها (این وابستگی از نوع زنجیر مارکف ساده در نظر گرفته شد) ارایه کردند. اساس روابط یاد شده، تعیین تابع جرم احتمال تداوم است. در تعیین تابع جرم احتمال تداوم

خشکسالی، همواره سه شرط زیر دنبال می شود: الف) تداوم خشکسالی به طول r نمی تواند پیش از زمان تکمیل طول دنباله اتفاق افتد. ب) به ازای $n > r$ (در این جا، n معرف زمان است)، تداوم به طول r پیش از زمان $n-r-1$ اتفاق نیفتد. پ) به ازای $n > r$ ، تداوم به طول r از زمان $n-r$ تا زمان $n-1$ اتفاق نیفتد. بر حسب نوع سری زمانی (ایستا/ نایستا و مستقل/ وابسته) تابع جرم احتمال تداوم خشکسالی فرق می کند. این توابع در جدول (۲) آمده است. برای کسب داده های بیش تر در مورد روابط مندرج در جدول (۲) و به منظور جلوگیری از اطاله بحث در مورد روابط، مراجعه به مراجع فرناندز و ورگارا [۹] و فرناندز و سالاس [۷] مفید خواهد بود. پس از تعیین تابع جرم احتمال از جدول ۲، محاسبه ی دوره ی بازگشت با استفاده از رابطه ی (۱) امکان پذیر خواهد بود.

ب: تعریف یوجویچ

بایزیت [۵] بر اساس تعریف یوجویچ [۱۹] از تداوم خشکسالی، شیوه ی محاسبه ی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی را برای سری های ایستای مستقل و وابسته (مارکفی) ارایه کرد.

سری زمانی متغیر مستقل X_t به طول N (به اندازه ی کافی بزرگ) را در نظر بگیرید که مقادیر آن به وسیله ی سطح برش x_0 در یکی از دو گروه خشکسالی ($X_t < x_0$) یا غیرخشکسالی ($X_t \geq x_0$) قرار گرفته است. اگر P_d ، احتمال وقوع خشکسالی، با زمان ثابت بماند، دوره ی بازگشت خشکسالی های با تداوم بزرگ تر از آستانه ی معین در مورد سری های مستقل از زمان از رابطه ی:

$$T = 1/P_d^r (1 - P_d) \quad (4)$$

و در مورد سری های وابسته به زمان (مارکف ساده) از رابطه ی:

$$T = 1/P_d (1 - P_{dd}) P_{dd}^{r-1} \quad (5)$$

به دست می آید که در آن، P_{dd} احتمال شرطی وقوع دو خشکسالی متوالی است. این احتمال به صورت تجربی از روی داده ها با تقسیم تعداد حالت هایی که در سری زمانی، دو سال متوالی خشکسالی (در این جا $SPI < -0.5$) رخ داده بر کل جفت حالت های ممکن به دست می آید.

آزمون های آماری

در تحلیل های احتمالاتی خشکسالی فرض بر آن است که رخدادهای متوالی خشکسالی در دوره زمانی، مستقل از یکدیگر و ایستا می باشند. در این مطالعه، برای بررسی فرض استقلال زمانی ویژگی تداوم خشکسالی از آزمون خودهمبستگی و برای بررسی فرض ایستایی آن ها از آزمون روند زمانی استفاده شد. در آزمون خود همبستگی، ضریب خود همبستگی سری تداوم های خشکسالی محاسبه و با مقدار آستانه آن در سطوح ۵ یا ۱ درصد مقایسه می شود. در صورتی که ضریب محاسبه شده، از مقدار آستانه کم تر باشد، می توان تداوم های خشکسالی را مستقل از یکدیگر در نظر گرفت. همچنین، بر مبنای یک رابطه ی رگرسیون خطی (تداوم خشکسالی در مقابل زمان)، معنی داری شیب خط روند در سطوح ۵ یا ۱ درصد

1- Alternating Renewal Process

که در آن، n_{ij} فراوانی های مشاهده شده انتقال از حالت i در زمان $t-1$ به حالت در زمان t و e_{ij} فراوانی های مورد انتظار متناظر آن است. اندیس های i و j می توانند یکی از دو حالت خشکسالی یا غیرخشکسالی را اتخاذ کنند. چنانچه χ^2 محاسبه شده از رابطه ی بالا بزرگ تر از χ^2 نظری با درجه ی آزادی ۱ در سطوح ۵ یا ۱ درصد باشد، فرض صفر رد و در غیر این صورت پذیرفته می شود.

نتایج و بحث

پایش و تجزیه و تحلیل خشکسالی

همان گونه که پیش تر نیز بیان شد، برای این مطالعه، شاخص بارش استاندارد (SPI) بر مبنای سری های زمانی تاریخی (۴۵ سال) و مصنوعی (۱۰۰۰ سال) بارندگی در یک پنجره ی زمانی ثابت

آزمون می شود. در صورتی که شیب خط روند معنی دار نباشد، ایستایی تداوم خشکسالی رد نخواهد شد. پیش از کاربرد روش های گوناگون برآورد دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی در ایستگاه کرمانشاه لازم است استقلال یا وابستگی مارکفی (مرتبه ی نخست) سری های گوناگون SPI بررسی شود. برای این منظور، از آزمون نیکویی برازش کای اسکوئر (χ^2) استفاده شد. فرض صفر آزمون مبتنی بر استقلال سری داده ها و فرض مقابل حاکی از پیروی سری داده ها از وابستگی پیاپی مرتبه ی نخست است. آماره ی آزمون بر اساس رابطه ی زیر است (ویلکس [۱۸]):

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (۶)$$

جدول ۲- روابط تابع جرم احتمال تداوم خشکسالی بر مبنای تعریف شوآگر برای دوره های زمانی گوناگون

دوره ی زمانی	فرمول
مستقل (غیرپیودیک)	$f_N(n) = 0, \text{ for } n < r$ $f_N(n) = P_d^r, \text{ for } n = r$ $f_N(n) = P_d^r \left(1 - S_{n-r} - \sum_{i=1}^{r-1} f_N(n-i) P_d^{i-r} \right), \text{ for } n > r$ $S_n = S_{n-1} + f_N(n)$ که:
وابسته (غیرپیودیک)	$f_N(n) = 0, \text{ for } n < r$ $f_N(n) = P_d (P_{dd})^{r-1}, \text{ for } n = r$ $f_N(n) = u_{d,n-r} P_{dd}^r + u_{w,n-r} P_{wd} P_{dd}^{r-1} - \sum_{i=1}^{r-1} f_N(n-i) P_{dd}^i, \text{ for } n > r$ $u_{d,n} = u_{d,n-1} P_{dd} + u_{w,n-1} P_{wd} - f_N(n)$ $u_{w,n} = u_{d,n-1} P_{dw} + u_{w,n-1} P_{ww}$ $u_{d,1} = P_d$ $u_{w,1} = 1 - P_d$ که:
مستقل (پیودیک)	$f_N(n) = 0, \text{ for } n < r$ $f_N(n) = q_n(r), \text{ for } n = r$ $f_N(n) = q_n(r) (1 - S_{n-r-1}) (1 - P_{d;n-r}), \text{ for } n > r$ $q_n(r) = \prod_{i=1}^r \Pr(X_{n-i+1} < x_0) = \prod_{i=1}^r P_{d,n-i+1}$ $S_n = S_{n-1} + f_N(n)$ که:
وابسته (پیودیک)	$f_N(n) = 0, \text{ for } n < r$ $f_N(n) = q_n(0, r) = P_{d,n-r+1} \cdot \prod_{i=2}^r P_{dd,n-r+i}, \text{ for } n = r$ $f_N(n) = u_{w,n-r} q_n(w, r), \text{ for } n > r$ $q_n(w, r) = P_{wd,n-r+1} \cdot \prod_{i=2}^r P_{dd,n-r+i}$ $u_{w,n} = u_{d,n-1} (1 - P_{dd,n}) + u_{w,n-1} (1 - P_{wd,n})$ $u_{d,n} = u_{d,n-1} P_{dd,n} + u_{w,n-1} P_{wd,n} - f_N(n)$ $u_{d,1} = P_{d,1} \text{ و } u_{w,1} = P_{w,1} = 1 - P_{d,1}$ که:

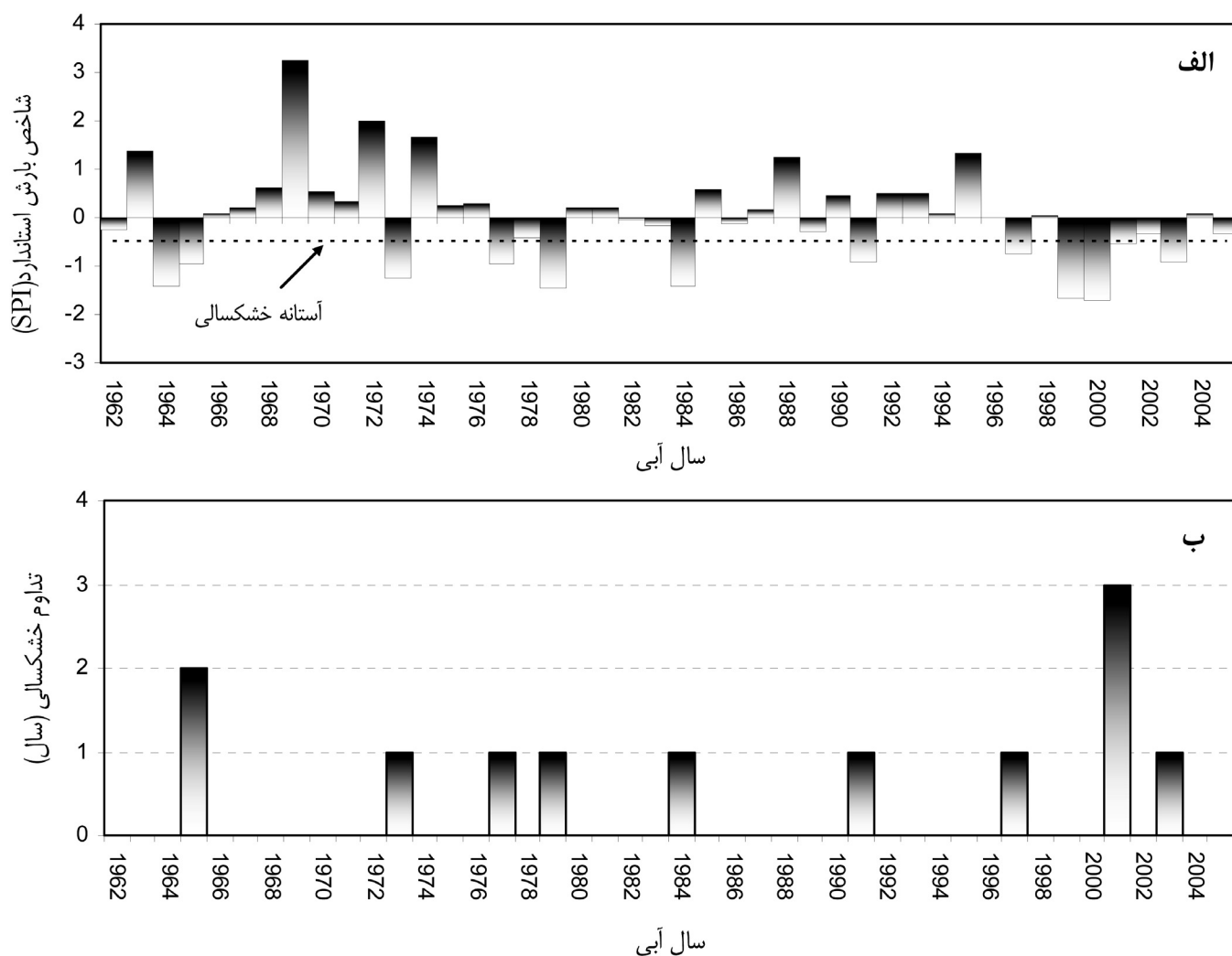
اجزای معادلات به صورت زیر تعریف شده است: $f_N(n)$: تابع چگالی احتمال طول دنباله، P_d : احتمال وقوع خشکسالی، n : زمان، r : طول دنباله، S_n : تابع توزیع تجمعی تا زمان n ، P_{dd} : احتمال شرطی وقوع دو خشکسالی متوالی، w معرف غیر خشکسالی و d معرف خشکسالی است. سایر موارد نظیر $q_n(r)$ ، $u_{d,n}$ ، $u_{w,n}$ و ... تعاریف ریاضی دارند که در جدول ارائه شده است.

دوره‌ی آماری مطالعاتی رخ داده است. خشکسالی با تداوم سه ساله، در فاصله‌ی سال‌های ۹۹-۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰-۲۰۰۱ رخ داده است که منطبق بر خشکسالی‌های شدید و فراگیر ایران است. نخستین گام پس از پایش خشکسالی و تعیین دوره‌های خشک، آزمون استقلال زمانی و ایستایی ویژگی تداوم خشکسالی است. برای این منظور ضریب خود همبستگی پیاپی و شیب خط روند دوره‌ی تداوم‌های خشکسالی محاسبه شد.

نتایج آزمون ضریب خود همبستگی و آزمون شیب خط روند از نظر عدم اختلاف معنی‌دار با مقدار صفر برای مقیاس‌های زمانی ماهانه و سال‌آبی در جدول (۳) آورده شده است. با توجه به مقادیر p-value به دست آمده نتیجه گرفته می‌شود که شیب‌های خطوط روند و ضریب خود همبستگی در سطح ۵ درصد اختلاف معنی‌داری با صفر ندارند، بنابراین فرض ایستایی و استقلال رخداد‌های خشکسالی نمی‌تواند در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد شود. پیش از اعمال روش‌های گوناگون برآورد دوره‌ی بازگشت بر

(۱۲ ماهه، مجموع بارندگی‌های اکتبر تا اکتبر) و یک پنجره‌ی زمانی متحرک (۶ ماهه) محاسبه گردید. به عنوان نمونه، مقادیر SPI محاسبه شده بر مبنای سری داده‌های مشاهده شده در ایستگاه کرمانشاه در پنجره‌ی ثابت زمانی سال‌آبی در شکل (۱) آورده شده است. بر اساس جدول (۱)، آستانه‌ی شروع خشکسالی برای SPI معادل $0/5-$ است که با خط چین روی شکل ۱-الف نشان داده شده است. با قبول آستانه‌ی یاد شده، می‌توان نخست، وقایع خشکسالی ($SPI < -0.5$) را از غیر خشکسالی ($SPI \geq -0.5$) تفکیک نمود و دوم، تداوم خشکسالی (دوره‌ای با مقادیر متوالی $SPI < -0.5$) را تعیین کرد.

شکل ۱-ب تداوم‌های خشکسالی به دست آمده با شرط بالا را در دوره‌ی آماری قابل دسترس ایستگاه کرمانشاه برای شاخص SPI با پنجره‌ی زمانی سال‌آبی نشان می‌دهد. با توجه به شکل ۱-ب مشاهده می‌شود که هفت خشکسالی با تداوم یک ساله، یک خشکسالی با تداوم دو ساله و یک خشکسالی با تداوم سه ساله در



شکل ۱- مقادیر شاخص بارش استاندارد (الف) و تداوم خشکسالی در دوره‌ی آماری ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۵ در ایستگاه کرمانشاه (ب) بر مبنای سری مجموع بارندگی سال‌آبی

ارزیابی توزیع احتمال تداوم خشکسالی

همان گونه که پیش تر نیز بیان شد، توزیع تداوم خشکسالی از نوع هندسی بوده که به صورت تحلیلی به دست می آید. پیش از برآزش توزیع احتمال هندسی بر یک سری زمانی لازم است استقلال یا وابستگی زمانی آن مشخص شود. در بخش پیش، مشخص شد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، سری سالانه ی SPI مستقل از زمان و سری ماهانه ی SPI وابسته به زمان (مارکف ساده) است.

برآزش توزیع احتمال هندسی بر توزیع تجربی تداوم های خشکسالی به دست آمده از شاخص SPI در مقیاس های زمانی سالانه و ماهانه در شکل (۲) آورده شده است. آزمون نیکویی برآزش Kolmogorov-Smirnov نشان داد که در هر دو مقیاس سال آبی و ماهانه، برآزش توزیع هندسی در سطح اطمینان ۹۵ درصد اختلاف معنی دار با توزیع تجربی ندارد.

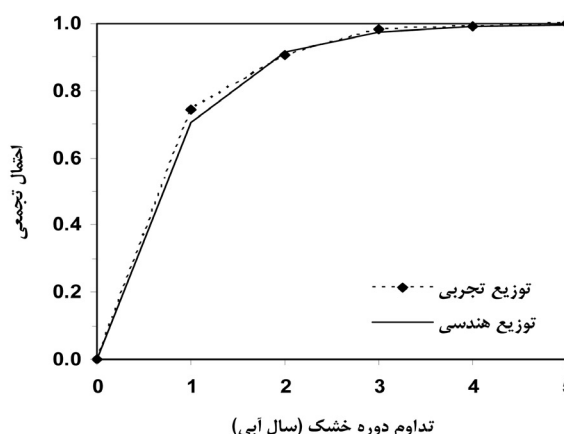
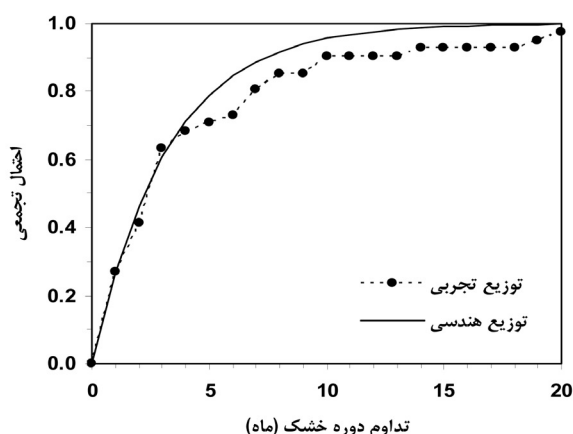
سری های SPI لازم است استقلال یا وابستگی زمانی داده ها مشخص شود. جدول (۴) ضریب خودهمبستگی یک گام تاخیر، فراوانی های مشاهده شده و مورد انتظار انتقال و محاسبه شده و نظری را در سطوح معنی داری یک و ۵ درصد نشان می دهد. با توجه به جدول (۴) مشاهده می شود که وابستگی پیاپی (مرتب ی یک) سری سالانه SPI در سطوح ۱ و ۵ درصد معنی دار نیست، زیرا آماره ی محاسبه شده کم تر از نظری است. در نتیجه سری سالانه، مستقل از زمان و نمی توان فرض صفر را رد نمود. در مورد سری ماهانه SPI نتیجه ی مخالفی به دست آمد. بررسی جدول یاد شده نشان می دهد که وابستگی پیاپی (مرتب ی یک) سری ماهانه SPI در سطوح ۱ و ۵ درصد بسیار معنی دار است، زیرا آماره ی محاسبه شده بسیار بزرگ تر از نظری است. در نتیجه می توان فرض صفر (استقلال داده ها) را رد نمود.

جدول ۳- آزمون های روند و خودهمبستگی مقادیر تداوم خشکسالی بر مبنای سری های ماهانه و سالانه SPI در ایستگاه کرمانشاه

سری زمانی		آزمون روند		آزمون خودهمبستگی یک گام تاخیر	
	شیب	p-value	ضریب	p-value	
ماهانه	-۰/۰۳	۰/۶۴۲	۰/۰۶	۰/۴۹۷	
سال آبی	۰/۰۳	۰/۷۴۱	-۰/۱۹	۰/۴۹۲	

جدول ۴- آزمون نیکویی برآزش برای بررسی وابستگی مارکفی (مرتب ی نخست) بر مبنای سری های ماهانه و سال آبی شاخص SPI در ایستگاه کرمانشاه (اندیس = ۰ خشکسالی و اندیس = ۱ غیر خشکسالی)

سری زمانی	ضریب خودهمبستگی یک گام تاخیر	فراوانی های انتقال							
		مورد انتظار				مشاهده شده			
		e_{11}	e_{10}	e_{01}	e_{00}	n_{11}	n_{10}	n_{01}	n_{00}
ماهانه	۰/۸۵	۲۹۷/۳	۵۱/۷	۱۵۱/۷	۲۶/۳	۳۱۰	۳۹	۳۹	۱۳۹
سال آبی	۰/۰۷	۱۸	۱۳	۷	۵	۲۲	۹	۹	۳



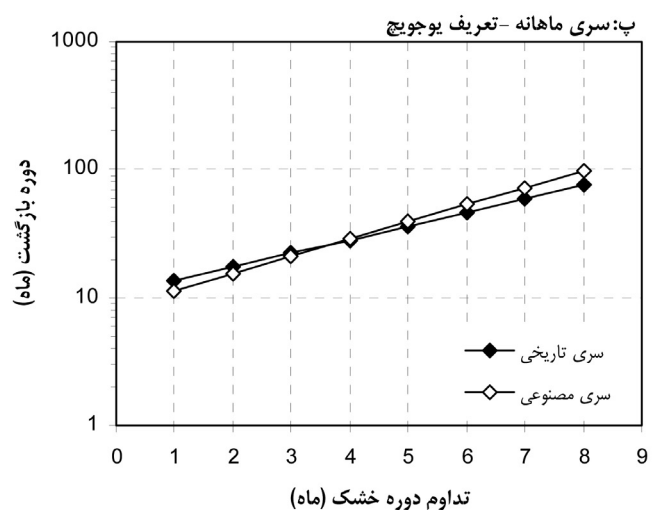
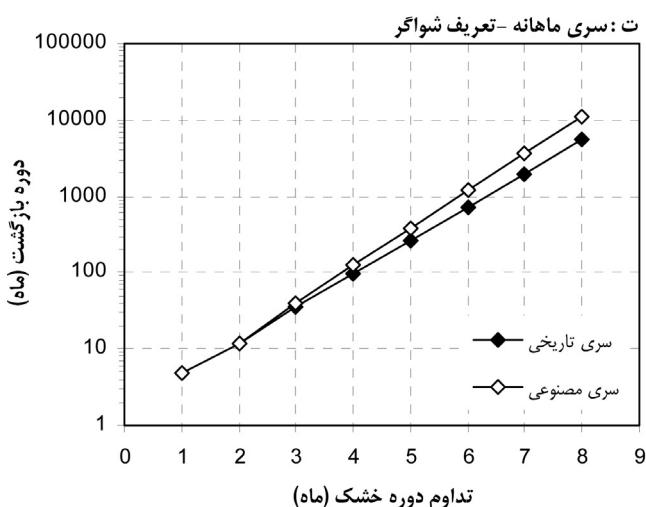
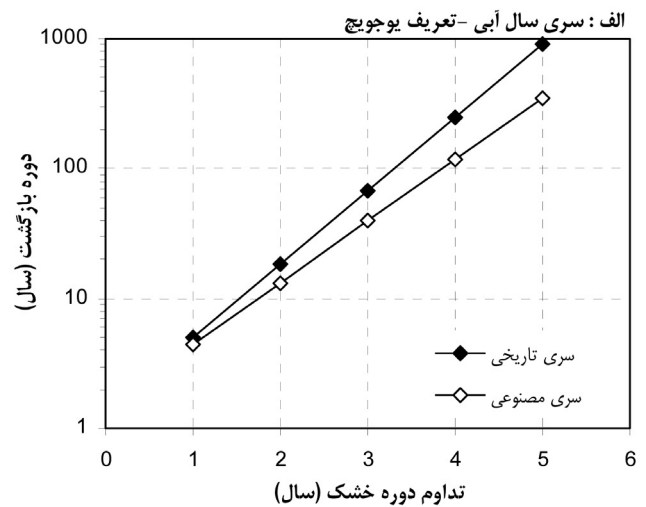
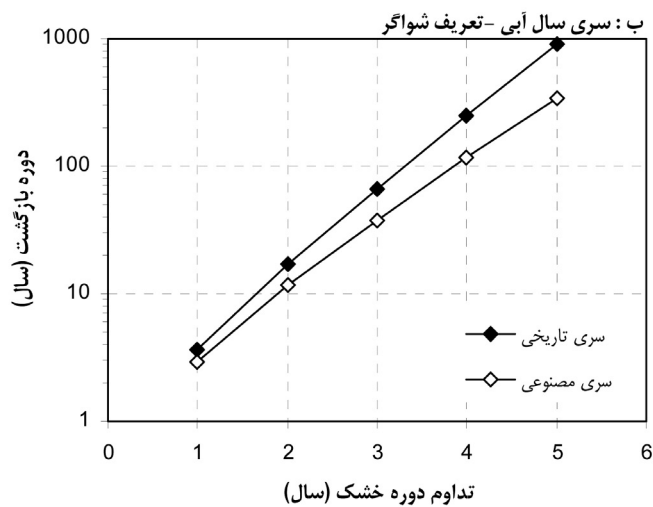
شکل ۲- برآزش توزیع هندسی بر توزیع تجربی تداوم های خشکسالی ناشی از سری زمانی سال آبی (راست) و ماهانه (چپ)

بررسی کفایت طول دوره‌ی آمار تاریخی

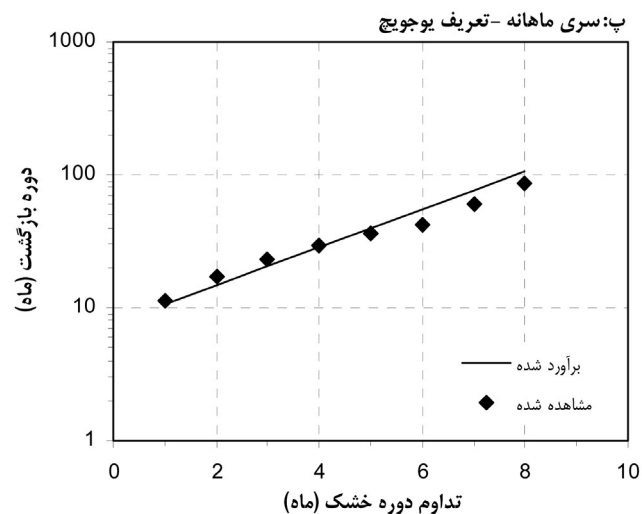
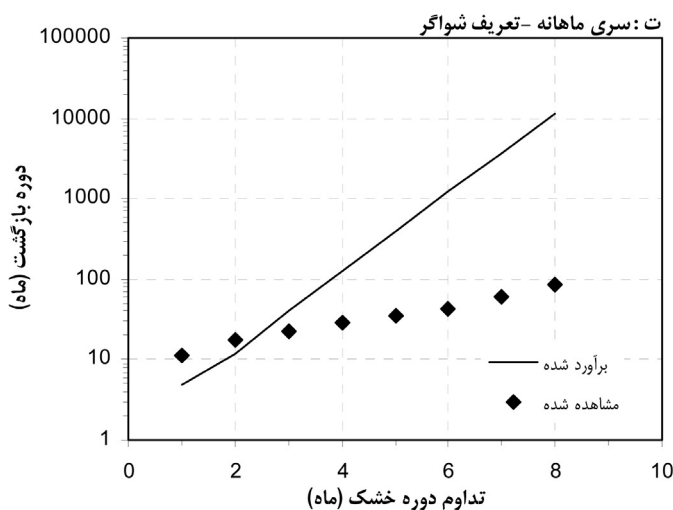
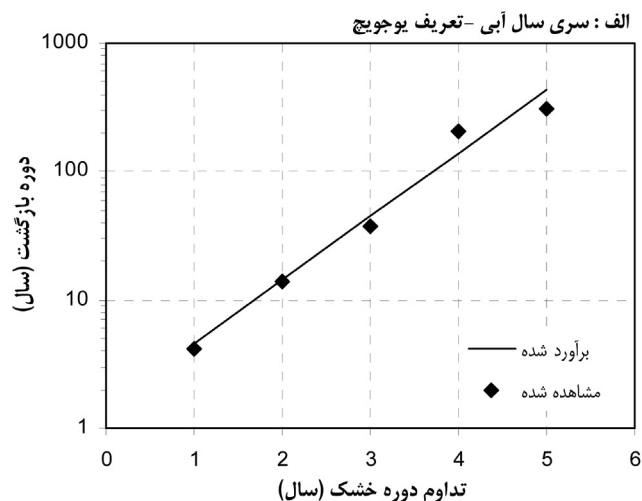
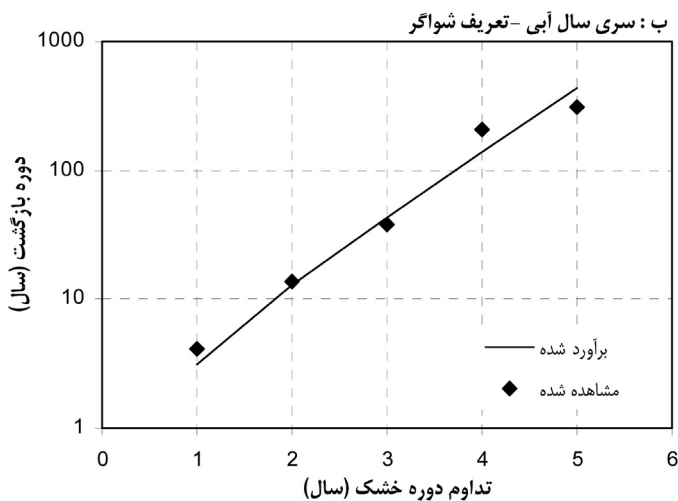
برای پاسخ به این سوال که آیا طول دوره‌ی آمار تاریخی برای ارزیابی دوره‌ی بازگشت تداوم خشکسالی با روش‌های گوناگون کافی است یا نه، روش‌های برآورد دوره‌ی بازگشت خشکسالی بر سری‌های زمانی مستقل (سال آبی) و وابسته (ماهانه) SPI اعمال شد. ارزیابی دوره‌ی بازگشت تداوم‌های گوناگون خشکسالی بر مبنای تعاریف شوآگر و یوجویچ با استفاده از سری‌های تاریخی و مصنوعی SPI در مقیاس‌های سال آبی و ماهانه در شکل (۳) نشان داده شده است. در مقیاس سال آبی، هر دو روش شوآگر و یوجویچ نتایج یکسانی ارایه نمودند (شکل ۳-الف، ب)، به گونه‌ای که از یک سو، با افزایش تداوم خشکسالی، اختلاف بین دوره‌ی بازگشت محاسبه شده با استفاده از سری‌های تاریخی و مصنوعی بر مبنای هر دو تعریف افزایش می‌یابد و از سوی دیگر، دوره‌ی بازگشت محاسبه شده به ازای یک تداوم معین خشکسالی بر مبنای سری

تاریخی همواره بزرگ‌تر از سری مصنوعی است. دلیل وضعیت اخیر را می‌توان در احتمالات ساکن و انتقال سری‌های مصنوعی و تاریخی جستجو کرد، چه اندازه احتمالات یاد شده در مورد سری تاریخی ($P_d=0/27$ و $P_{dd}=0/25$) کوچک‌تر از سری مصنوعی ($P_d=0/34$ و $P_{dd}=0/29$) است و چون روی هم رفته، دوره‌ی بازگشت با احتمال نسبت معکوس دارد، بنابراین دوره‌ی بازگشت به دست آمده از سری تاریخی بزرگ‌تر از سری مصنوعی خواهد شد.

در مقیاس ماهانه، اختلافی چندانی بین محاسبات دوره‌ی بازگشت با استفاده از سری‌های تاریخی و مصنوعی بر مبنای تعریف یوجویچ وجود ندارد (شکل ۳-پ). بیشینه‌ی این اختلاف در تداوم ۸ ماه رخ می‌دهد و مساوی ۲۳ ماه است. بر مبنای روش شوآگر (شکل ۳-ت) اختلاف بین دوره‌ی بازگشت محاسبه شده با استفاده از سری‌های تاریخی و مصنوعی بسیار زیاد است به گونه‌ای که



شکل ۳ - برآورد دوره‌ی بازگشت تداوم‌های گوناگون خشکسالی بر مبنای تعاریف شوآگر و یوجویچ و استفاده از سری‌های زمانی سال آبی و ماهانه به دست آمده از آمار تاریخی و مصنوعی ایستگاه کرمانشاه



شکل ۴ - مقایسه ی دوره ی بازگشت های برآورد شده و مشاهده شده ی تداوم های گوناگون خشکسالی بر مبنای تعاریف یوجویچ و شوآگر با استفاده سری های زمانی سال آبی و ماهانه به دست آمده از آمار مصنوعی ایستگاه کرمانشاه

دوره های بازگشت های مشاهده شده در ایستگاه مورد بررسی چگونه است. برای پاسخ به این سوال، دوره ی بازگشت های تداوم خشکسالی مبتنی بر روش های نظری (تعاریف یوجویچ و شوآگر) با دوره ی بازگشت های مشاهده شده در داده ها مقایسه شد (شکل ۴). نتایج به دست آمده نشان داد: (۱) در مقیاس سال آبی (شکل ۴- الف و ب) دوره ی بازگشت های محاسبه شده بر مبنای هر دو تعریف، انطباقی مناسب بر دوره ی بازگشت های مشاهده شده دارند. (۲) در مقیاس ماهانه مشخص شد که دوره ی بازگشت های محاسبه شده بر مبنای تعریف یوجویچ انطباقی بهینه بر دوره ی بازگشت های مشاهده شده دارد (شکل ۴- پ). این در حالی است که بر مبنای تعریف شوآگر، با افزایش تداوم دوره ی خشک اختلاف بین دوره ی بازگشت های نظری و مشاهده شده به شدت افزایش می یابد، به گونه ای که این اختلاف در تداوم ۸ ماه به ۱۱۳۶۵ ماه می رسد.

بیشینه ی اختلاف مساوی ۵۴۱۴ ماه و در تداوم ۸ ماه رخ می دهد. با توجه به آنچه که در مورد سری های سال آبی و ماهانه بیان شد، دو نتیجه ی مهم عاید می شود: الف) طول دوره ی آمار تاریخی برای ارزیابی دوره ی بازگشت بر مبنای تعریف شوآگر (در مقیاس سال آبی و مقیاس ماهانه) و تعریف یوجویچ (در مقیاس سال آبی) کافی نیست، بنابراین، همواره لازم است از سری های مصنوعی برای ارزیابی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی استفاده کرد. ب) به نظر می رسد صرفاً بر مبنای تعریف یوجویچ (در مقیاس ماهانه)، طول دوره ی آمار تاریخی برای ارزیابی دوره ی بازگشت تداوم خشکسالی در ایستگاه کرمانشاه کافی باشد.

مقایسه ی دوره ی بازگشت های برآورد شده و مشاهده ای

پرسش دیگری که در این جا مطرح می شود آن است که کارایی روش های نظری محاسبه ی دوره ی بازگشت در تصویر مقادیر

دوره‌ی بازگشت خشکسالی‌های ۹۹-۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰-۰۱

در یک مطالعه‌ی انجام شده در زمینه‌ی شدت و وسعت خشکسالی‌های ایران طی دوره‌ی آماری ۴۰ ساله مختوم به سال ۲۰۰۳ (خلیلی و بذرافشان [۳])، مشخص شده است که در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۹۹ بیش از ۹۶ درصد گستره‌ی کشور در سیطره‌ی خشکسالی قرار داشته است. این خشکسالی فراگیر و شدید در دل یک دوره‌ی خشک سه ساله ۹۹-۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰-۰۱ قرار گرفته است. گفتنی است که پیش از آن، دو خشکسالی گسترده‌ی دیگر در سال‌های ۷۱-۱۹۷۰ و ۸۹-۱۹۸۸ اتفاق افتاده است که به ترتیب ۸۲/۲۱ و ۹۲/۰۵ درصد مساحت کشور را پوشش داده‌اند. دوره‌ی بازگشت دوره‌ی خشک تاریخی ۹۹-۱۹۹۸ تا ۲۰۰۰-۰۱ کرمانشاه با استفاده از هر دو تعریف شواگر و یوجویچ محاسبه شد. نتایج نشان داد که دوره‌ی بازگشت این دوره‌ی خشک سه ساله بر مبنای تعریف یوجویچ و شواگر به ترتیب ۴۳ و ۴۸ سال می‌باشد. دوره‌ی بازگشت مشاهده شده برای دوره‌های خشک سه ساله در سری مصنوعی ۱۰۰۰ ساله معادل ۳۸ سال است که به دوره‌ی بازگشت محاسبه شده به روش یوجویچ نزدیک تر است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه، روابط گوناگون دوره‌ی بازگشت تداوم خشکسالی از دو دیدگاه یوجویچ [۱۹] و شواگر [۱۴] مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور از آمار بارندگی تاریخی و مصنوعی ایستگاه کرمانشاه در دو مقیاس زمانی سال‌آبی و ماهانه استفاده شد. با استفاده از مولد LARS-WG یک دوره‌ی ۱۰۰۰ ساله داده‌های بارندگی در ایستگاه یاد شده تولید گردید. بر مبنای سری‌های زمانی تاریخی و مصنوعی ایستگاه، پایش خشکسالی با استفاده از شاخص بارندگی استاندارد (SPI) به انجام رسید؛ ویژگی تداوم دوره‌های خشک (مدت زمانی که در طی آن شاخص SPI کم تر از آستانه‌ی ۰/۵- باقی می‌ماند) استخراج شد؛ آزمون‌های روند و همبستگی پیاپی بر روی دوره‌ی تداوم‌های خشکسالی اعمال گردید و برازش توزیع احتمال هندسی (که به صورت تحلیلی به دست می‌آید) بر توزیع تجربی تداوم‌های خشکسالی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده نشان داد: الف) بر مبنای آزمون (آزمون نیکویی برازش کای اسکوتر) مشخص شد که سری زمانی SPI در مقیاس سال‌آبی، مستقل از زمان و در مقیاس ماهانه، از مارکوف ساده تبعیت می‌کند. ب) اعمال آزمون‌های تحلیل روند و ضریب همبستگی پیاپی بر دوره‌های تداوم خشکسالی نشان داد که رخداد‌های متوالی خشکسالی، ایستا و مستقل از یکدیگرند. پ) طول دوره‌ی ثبت آمار در ایستگاه کرمانشاه، صرفاً برای ارزیابی دوره‌ی بازگشت بر مبنای سری ماهانه SPI و استفاده از تعریف یوجویچ کافی است. در سایر موارد، لازم است از سری‌های مصنوعی استفاده شود. ت) در مقیاس سال‌آبی، دوره‌ی بازگشت‌های محاسبه شده بر مبنای هر دو تعریف یوجویچ و شواگر، انطباقی مناسب بر دوره‌ی بازگشت‌های

مشاهده شده دارند. ت) در مقیاس ماهانه، دوره‌ی بازگشت‌های محاسبه شده بر مبنای تعریف یوجویچ انطباقی مناسب بر دوره‌ی بازگشت‌های مشاهده شده دارد در حالی که بر مبنای تعریف شواگر، با افزایش تداوم دوره‌ی خشک اختلاف بین دوره‌ی بازگشت‌های نظری و مشاهده شده به شدت افزایش می‌یابد.

منابع

- ۱- بذرافشان، ج. ۱۳۸۱. مطالعه تطبیقی برخی شاخص‌های خشکسالی هواشناسی در چند نمونه اقلیمی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد هواشناسی کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج.
- ۲- بذرافشان، ج.، خلیلی، ع.، هورفر، ع.، ترابی، ص. و حجام، س. ۱۳۸۸. بررسی و مقایسه عملکرد دو مدل (ClimGen و LARS-WG) در شبیه‌سازی متغیرهای هواشناسی در شرایط مختلف اقلیمی ایران، مجله مدیریت منابع آب ایران، جلد ۱۳، شماره ۵، ص: ۴۴-۵۷.
- ۳- خلیلی، ع. و بذرافشان، ج. ۱۳۸۸. تحلیل شدت و گستره خشکسالی‌های ایران در دوره اقلیمی ۲۰۰۳-۱۹۶۵، کنفرانس ملی بحران آب در کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهر ری، آبان ماه ۱۳۸۸، تهران، پذیرفته شده برای چاپ.
- ۴- خلیلی، ع. و بذرافشان، ج. ۱۳۸۸. ارزیابی مخاطره تداوم خشکسالی هواشناسی با استفاده از داده‌های بارندگی سالانه قرن گذشته در ایستگاه‌های قدیمی ایران، مجله ژئوفیزیک ایران، پذیرفته شده برای چاپ.
- 5- Bayazit, M. 2001. Return period and risk of hydrologic events. I: Mathematical formulations (Discussion). J. Hydrologic Engrg., 4(4): 358-361.
- 6- Feller, W. 1968. An introduction to probability theory and its applications, 3rd Ed., Vol. I, Wiley, New York, 520pp.
- 7- Fernandez, B. and Salas, J. D. 1999a. Return period and risk of hydrologic events. I: Mathematical formulations. Journal of Hydrologic Engineering., 4(4): 297-307.
- 8- Fernandez, B. and Salas, J. D. 1999b. Return period and risk of hydrologic events. II: Applications. J. Hydrologic Engrg., ASCE, 4(4): 308-316.
- 9- Fernandez, B. and Vergara, G. 1998. Risk of scarcity of monthly precipitation and streamflows in semiarid regions. Hydrological Science Journal, 43(5): 759-773.
- 10- Kite, G. W. 1988. Frequency and risk analyses in hydrology. Water Resour. Publications,

and Richardson, C.W. 1998. Comparison of the WGEN and LARS-WG stochastic weather generators for diverse climates. *Climate Research*, 10: 95-107.

16- Shiau, J. and Shen, H.W. 2001. Recurrence analysis of hydrologic droughts of differing severity. *J. Water Res. Planning and Management*, 127(1): 30-40.

17- Stöckle, C. O., Campbell, G.S. and Nelson, R. 1999. *ClimGen manual*, Biological Systems Engineering Department, Washington State University, Pullman, WA, 28p.

18- Wilks, D.S. 2006. *Statistical methods in the Atmospheric Sciences* (second edition). Academic Press, 627pp.

19- Yevjevich, V. 1972. *Stochastic processes in hydrology*. Water Resources Publications, Littleton, Colorado.

Littleton, Colorado.

11- Loaiciga, H.A. and Marino, M.A. 1991. Recurrence interval of geo- physical events. *J. Water Resour. Plng. and Mgmt.*, ASCE, 117(3): 367-382.

12- McKee, T.B., Doesken, N.J. and Kleist, J. 1993. The relationship of drought frequency and duration to time scales. In *Proceedings of the Eighth Conference on applied Climatology*. American Meteorological Society, Boston, pp. 179-184.

13- Patel, N.R., Chopra, P. and Dadhwal, V.K. 2007. Analysing spatial patterns of meteorological drought using standardized precipitation index. *Meteorological Applications*, 14: 329-336.

14- Schwager, S. J. 1983. Run probabilities in sequences of Markov-dependent trials. *J. Am. Statistical Assn.*, 78: 168-175.

15- Semenov, M.A., Brooks, R.J., Barrow, E.M.

Archive of SID