

تعیین نواحی آسیب پذیر از کمبود بارش به کمک تحلیل منطقه‌ای دوره های بدون باران ایستگاه‌های سینوپتیک در سراسر ایران

آرزو علی عسگری کاشانی^۱، مهدی ذاکری نیا^{۲*}، مجید حیدری زاده^۳، حسین شریفان^۴

چکیده

خشکسالی آب شناسی یکی از زیرشاخه‌های خشکسالی است که طی آن مقدار جریان آب و مخازن آب زیرزمینی از حد بحرانی کم تر می‌شود. چگونگی وقوع این نوع پدیده زیان بار طبیعی با محاسبه ی جریان کم یا حداقل آب جاری در رودخانه امکان پذیر است، که تحلیل این نوع خشکسالی می تواند در بهبود مدیریت کمی و کیفی منابع آب نقش بسزایی را داشته باشد. روش تحلیل منطقه‌ای به عنوان یکی از مهمترین روشهای برآورد جریان حداقل برای مطالعه خشکسالی در مناطق فاقد آمار کافی به کار می رود. در این تحقیق، تحلیل منطقه‌ای خشکسالی بر اساس روزهای بدون بارندگی با استفاده از داده های ۶۷ ایستگاه سینوپتیک با طول دوره ی آماری مناسب و پراکنش یکنواخت در سطح ایران انجام شد. پس از مرتب کردن بارندگی روزانه، دوره‌های بدون بارش تعیین و تعداد روزهای بدون بارش در هر ایستگاه مشخص گردید. ابتدا مناطق همگن آب شناسی مشخص و سپس مناسب ترین تابع توزیع آماری در آن مناطق تعیین گردید. به منظور تحلیل فراوانی از برنامه ی FREQ در محیط MATLAB استفاده شد. حداقل و حداکثر طول دوره ی آماری بارندگی روزانه به ترتیب با ۱۷ سال داده برای ایستگاه سمنان و ۵۶ سال برای ایستگاه تبریز و چند ایستگاه‌های دیگر است. بر اساس نتایج تحلیل منطقه ای، کل کشور ایران به ۸ منطقه ی همگن دسته بندی شد. نقشه‌های مکانی حداکثر دوره‌های بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف نشان داد که دوره‌های خشک از شمال به جنوب و از غرب به شرق در کشور طولانی تر شده ، و به طور کلی در کشور سه منطقه ی مجزا به لحاظ توزیع دوره های خشک قابل تمیز است. در مناطق شمالی کشور ایران دوره‌های بدون بارش کاهش و دوره‌های مرطوب افزایش می یابد که نشان دهنده ی حساسیت پائین این مناطق به شرایط خشک است. مناطق جنوبی (به خصوص استان‌های حاشیه خلیج فارس و دریای عمان) و مناطق مرکزی نیز به عنوان حساس ترین مناطق به کاهش روزهای بارندگی و افزایش دوره های بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف شناخته شدند.

واژه های کلیدی: تحلیل منطقه ای، روزهای بدون بارندگی، خشکسالی

^۱ دانش آموخته کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب

^۲ دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه علوم کشاورزی گرگان

Email: a_zakerinia@yahoo.com

^۳ موسسه تحقیقات حفاظت خاک و آبخیزداری کرج

^۴ دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه علوم کشاورزی گرگان

مقدمه

خشکسالی از جمله پدیده های طبیعی و تصادفی است که رخداد آن اثرات زیان باری بر محیط زیست بشر وارد می‌سازد. خشکسالی معمولاً به دوره‌ای که در آن بارندگی به زیر آستانه ی متوسط می‌رسد اطلاق می‌گردد ، و غالباً تعیین زمان شروع آن و تعاریف آن بسیار مشکل و پیچیده است (امکی و همکاران، ۱۹۹۳). در اغلب منابع، خشکسالی را پدیده‌ای طولانی مدت که گاهی در فصول و دوره های مرطوب نیز رخ می‌دهد، معرفی کرده اند (ویلهاپیت و گلانتز، ۱۹۸۵). در چند دهه گذشته محققین و سازمان‌های مختلف مطالعه های زیادی را برای تحلیل احتمال وقوع خشکسالی‌های شدید انجام داده‌اند که هدف آن‌ها تحلیل خطر کردن خشکسالی در مناطق مختلف بوده است (بابی و راسموسن، ۱۹۹۵). نتایج این مطالعه در برنامه ریزی ایجاد زیر ساخت، توسعه جمعیت‌های انسانی و مدیریت کاربری اراضی استفاده شوند.

تعاریف خشکی و خشکسالی با یکدیگر متفاوت بوده ، و برخلاف خشکی که پدیده دائمی اقلیمی است، خشکسالی در همه ی مناطق خشک و مرطوب رخ داده و حالتی طبیعی و بهنجار از اقلیم است (چو و کارلیوتیس، ۱۹۷۰). بنابراین، تعریف خشکسالی امری آسان نبوده و نیاز به دانش اقلیم شناسی دارد (دراکوپ و همکاران، ۱۹۸۰؛ ویلهاپیت و گلانتز، ۱۹۸۵). بر اساس عناصر به وجود آورنده خشکسالی، می‌توان پنج نوع خشکسالی هواشناسی، آب شناسی، کشاورزی، اقتصادی و خاکی را دسته بندی کرد (اسمیت، ۲۰۰۰؛ ماینگیوت، ۱۹۹۹؛ نصری و مدرس، ۱۳۸۷).

خشکسالی هواشناسی نسبت به انواع دیگر خشکسالی شدت کمتری داشته و در نتیجه ی کاهش غیر منتظره باران به وجود می‌آید. فارمر و ویگلی (۱۹۸۵) عنوان کردند که خشکسالی هواشناسی موقعی پدید می‌آید که بارندگی به طور قابل ملاحظه‌ای زیر حد مطلوب باشد. خشکسالی وقتی پدید می‌آید که بارندگی کمتر از ۲۵ یا ۱۰ درصد میانگین بلند مدت است. خشکسالی کشاورزی به اثر خشکسالی بر کشاورزی به ویژه آب در دسترس ، که منبع لازم برای کشاورزی است، گفته می‌شود. خشکسالی کشاورزی وقتی پدید می‌آید که کمبود شدید رطوبت خاک در فصل رشد دیده شود. خشکسالی

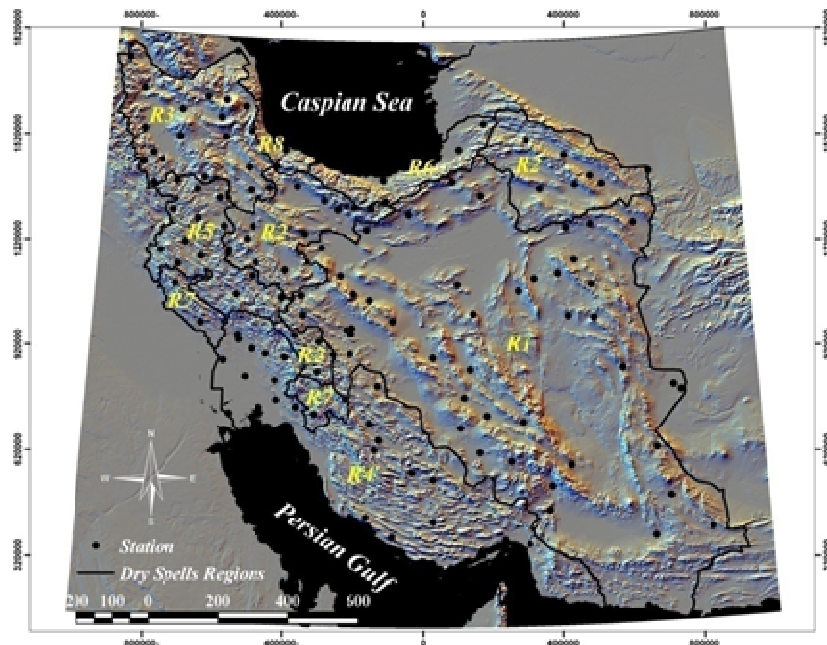
به خصوص در کشورهای با اقتصاد وابسته به کشاورزی بر محصولات غذایی اثر می‌گذارد. خشکسالی کشاورزی معمولاً بعد از خشکسالی هواشناسی و قبل از خشکسالی آب شناسی اتفاق می‌افتد و کشاورزی معمولاً اولین بخش اقتصادی است که تحت تأثیر خشکسالی قرار می‌گیرد. در خشکسالی آبنجی، کاهش جریان طبیعی رودخانه ها یا افت سطح آبهای زیرزمینی و نیز کاهش حجم ذخیره ی آب مخازن و دریاچه‌ها را با در نظر گرفتن این شرط که از این منابع به طور مستقیم در تأمین آب مورد استفاده برای صنعت، مصرف انسان و دام یا کشاورزی (آبیاری) به حد پایینی تنزل یابد، ملاک قرار می‌گیرد. خشکسالی اقتصادی را غالباً به عنوان شکل خیلی شدید خشکسالی کشاورزی تعریف می‌کنند. در این موقع امنیت غذایی تا جائی از بین می‌رود (اسمیت، ۲۰۰۰). یویویچ و همکاران (۱۹۷۵) نگاه اجتماعی و اقتصادی به خشکسالی را حائز اهمیت بیشتری می‌دانند. به همین دلیل واژه "خشکسالی اجتماعی" را پیشنهاد می‌کنند. خشکسالی خاکی نیز، به معنی کاهش نفوذ پذیری خاک است و بنابراین ویژگی خشکی یک چشم انداز را تسریع می‌کند. امروزه روش‌های مختلفی به منظور مطالعه ی خشکسالی وجود دارند (کاپیانی، ۱۳۸۰). روش تحلیل داده های بارندگی ، با توجه به آنکه فقط به داده بارندگی نیاز داشته که معمولاً به آسانی در دسترس است ، و نیز عدم نیاز به فرضیات مختلف که در بیشتر روش‌های فوق الذکر متداول است، جزء متداولترین روش‌های تحلیل خشکسالی محسوب می‌شود (بذرافشان، ۱۳۸۱). تغییرات مقادیر بارندگی که خود جزء بی ثبات‌ترین متغیرهای هواشناسی محسوب می‌شوند، می‌توانند اثر مستقیمی بر روی میزان رطوبت خاک، جریان‌های سطحی و سفره‌های آب زیرزمینی داشته باشند. بنابراین ، در مطالعه انواع خشکسالی بررسی تغییرات بارندگی به عنوان مقدم‌ترین و مهم‌ترین عامل بایستی مورد توجه قرار گیرد (مدرس، ۱۳۸۲). اثر خشکسالی به شدت، مدت و قلمرو زمانی و مکانی آن بستگی دارد (تامپسون، ۱۹۹۹) نشان داد در مناطق غرب آمریکا که در معرض خشکسالی متناوب هستند، تغییرات بارندگی سالانه بیش از ۳۵ درصد است در حالی که در منطقه شرق که کمتر در معرض خشکسالی است، این مقدار به ۱۵ تا ۲۵ درصد می‌رسد.

بدون بارندگی انجام شده اند. در مناطق فاقد آمار کافی، روش تحلیل فراوانی منطقه‌ای در بین روش‌های برآورد جریان‌های حداقل، یکی از مهم‌ترین روش‌های مطالعه خشکسالی آب شناسی است. این روش نیازمند تعیین مناطق همگن از نظر داده‌های آماری جریان رودخانه و به‌کارگیری توزیع‌های آماری برای داده‌های کمی به دست آمده از ایستگاه‌های آب سنجی است. به منظور تعیین مناطق همگن اولیه از نمودار گشتاورهای خطی استفاده می‌گردد. نمودار نسبت گشتاورهای خطی روشی مناسب در تعیین همگنی محسوب می‌شود، به طوری که راتو و حامد (۱۹۹۷) در تعیین همگنی منطقه ی واباش و سرانو و پورگرز (۲۰۰۳) در تحلیل همگنی روزهای بدون بارش در اسپانیا از نمودار گشتاور خطی استفاده کردند. اشتدینگر و همکاران (۱۹۹۳) نشان دادند که نمودارهای گشتاورهای خطی وسیله‌ای مناسب در مقایسه توابع توزیع نمونه و جامعه است. ووگل و فنزی (۱۹۹۳) نیز برتری این نمودارها را بر گشتاورهای معمولی نشان دادند. یک راه آسان برای دست‌یابی به تابع منطقه‌ای، استفاده از نمودار گشتاورهای خطی است. نمودار گشتاور خطی یک روش بصری مناسب برای انتخاب توزیع منطقه‌ای است و همواره به روش‌های معمولی برآورد فراسنج‌های توابع توزیع (ضریب تغییرات، ضریب چولگی و ضریب برجستگی) ترجیح داده می‌شود (ووگل و فنسی، ۱۹۹۳). هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) با گسترش گشتاورهای وزنی احتمال، برای نخستین بار گشتاورهای خطی را ارائه نمودند. کاربرد آب شناسی گشتاورهای وزنی احتمال (PWM یا probability weighted moments) برای نخستین بار توسط گرینوود و همکاران (۱۹۷۹) ارائه شد و سپس توسط هاسکینگ (۱۹۸۶)، هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) گسترش یافت. ووگل و همکاران با استفاده از تئوری گشتاورهای خطی به بررسی تناوب سیل حوضه‌های آبخیز استرالیا پرداخته و ۶۱ ایستگاه آب سنجی را در سرتاسر این کشور بررسی کردند. بر پایه‌ی نتایج این پژوهش، توزیع‌های مقادیر حد تعمیم یافته (GEV یا general extreme-value) و ویکی (Wakeby) بهترین تقریب را با داده‌های جریان در مناطقی از استرالیا که عمده بارش آن ناشی از رگبارهای زمستانه است دارد، و برای دیگر حوضه‌های آبخیز استرالیا توزیع‌های پارتو تعمیم یافته (Generalized

شاخص‌های متعددی نیز بر اساس داده‌های بارندگی در مقیاس‌های زمانی مختلف برای تحلیل خشک سالی ارائه شده‌اند که از مهمترین آن‌ها به روش شاخص استاندارد بارندگی (مکی و همکاران، ۱۹۹۳)، روش دهک‌ها (گیس و همکاران، ۱۹۶۷)، روش شاخص خشکی (پالمر، ۱۹۶۵)، روش‌های مبتنی بر شدت و مدت خشکسالی (چانگ و کلوپا، ۱۹۹۱؛ استرلا و همکاران، ۲۰۰۰). استفاده از این شاخص‌ها معمولاً در پایش و مدیریت خشکسالی کاربرد بیشتری دارند چرا که می‌توانند شدت، مدت و بزرگی خشکسالی را نشان داده و مقایسه‌ای بین نقاط مختلف در یک زمان خاص انجام دهند. با این حال، این شاخص‌ها برای تحلیل منطقه‌ای خطر، چندان موفق نبوده‌اند زیرا آن‌ها بر اساس کمبود بهنجار شده ی بارندگی نسبت به میانگین استوارند و همچنین فراوانی یا خطر مقادیر خشکسالی‌های شدید با استفاده از این شاخص‌ها قابل محاسبه نیست (لازارو و همکاران، ۲۰۰۱). برای رهایی از این نواقص، روش تحلیل فراوانی منطقه‌ای پیشنهاد شده است. هدف اولیه ی تحلیل فراوانی، ارتباط دادن بزرگی حوادث حادی به فراوانی وقوع آن‌ها به کمک توزیع‌های آماری است (راتو و هامر، ۱۹۹۷). معمولاً در تحلیل منطقه‌ای خطر خشکسالی، از تعداد روزهای بدون بارندگی یا دوره‌های خشکسالی استفاده می‌شود. مطالعه‌های آماری زیادی برای تحلیل خطر مبتنی بر فراوانی روزهای بدون بارش انجام شده‌اند. به عنوان مثال، زنجیره‌های مارکف (لانا و بورگیونو، ۱۹۹۸) از آن جمله است. توابع فراوانی مختلفی نیز برای تحلیل فراوانی مورد استفاده قرار گرفته‌اند، مانند تابع نمایی و توزیع دو جمله‌ای (نوبیلاس، ۱۹۸۶؛ دوگیودرویت، ۱۹۸۷). توابع توزیع مقادیر حادی برای تحلیل فراوانی حداکثر روزهای بدون بارش (لانا و بورگوئو، ۱۹۹۸) و تابع توزیع پارتو (سرانو و بورگوئو، ۲۰۰۳؛ ارید، ۲۰۰۲) از جمله توابع توزیع فراوانی استفاده شده است. روند تغییرات این شاخص نیز به وسیله محققین مختلفی مانند سرا و بورگوئو (۲۰۰۶) در اسپانیا، سو و همکاران (۲۰۰۶) و گونگ و وانگ (۲۰۰۵) در چین بررسی شده است. با این حال متغیر تعداد روزهای بدون بارش در کشور مورد تحلیل قرار نگرفته و همچنین تحقیقات اندکی در زمینه ی استفاده از روش گشتاورهای خطی برای تعیین مناطق همگن دوره‌های

اول و دوم، نسبت‌های گشتاورهای خطی سوم به دوم و گشتاور خطی چهارم به دوم، توصیف مفیدی را از نمونه‌های تصادفی داده‌های آماری می‌دهد.

Pareto یا GPA) و ویکی بهترین برازش را با داده‌های مشاهداتی جریان دارند (وگل و فنیسی، ۱۹۹۳). هاسکینگ (۱۹۸۶) نشان داد که گشتاورهای خطی نوع



شکل ۱- نقشه ی پراکنش ایستگاه‌های مطالعاتی در کل کشور ایران.

دوره‌های بدون بارش و تهیه ی نقشه میانگین دوره‌های خشکسالی با استفاده از داده های ۶۷ ایستگاه سینوپتیک کشور ایران ، (ب) تعیین مناطق همگن خشکسالی بر اساس دوره‌های بدون بارش ، (ج) تعیین توابع توزیع منطقه‌ای دوره‌های خشکسالی در هر منطقه ی همگن ، (د) برآورد خطر (دوره ی بازگشت) دوره‌های بدون بارش و تحلیل منطقه‌ای خطر خشکسالی به منظور اولویت بخشی به مدیریت، پایش و برنامه‌ریزی برای جلوگیری از خطرات ناشی از خشکسالی

مواد و روش ها

منطقه ی مطالعه شده: کشور ایران با میانگین بارش حدود ۲۶۰ میلیمتر، در منطقه‌ای خشک و نیمه خشک قرار گرفته است، به طوری که خشکسالی یکی از مهم ترین پدیده های مخرب و تأثیر گذار طبیعی در این کشور به شمار می‌رود. در این تحقیق، ۶۷ ایستگاه سینوپتیک دارای طول دوره ی آماری مناسب، با پراکنش یکنواخت در سطح کشور، انتخاب شدند. حداقل دوره

تابع توزیع منطقه‌ای:

هدف از تعیین مناسب‌ترین تابع توزیع منطقه‌ای، برآورد سنج‌های فراوانی جریان کمینه و پهنه بندی منطقه‌ای این سنج‌ها است. با بررسی تحقیقات گذشته مشخص می‌گردد که استفاده از یک تابع توزیع منطقه‌ای خاص را نمی‌توان برای همه مناطق توصیه نمود (زرین ، ۲۰۰۵؛ غلامی، ۲۰۰۰ ؛ لوگناتان و همکاران، ۱۹۸۵). بررسی تحقیقات گذشته نشان می‌دهد که پس از تشخیص مناسب‌ترین تابع توزیع در منطقه مطالعاتی می‌توان با استفاده از روش‌های مختلف تجزیه و تحلیل منطقه‌ای جریان کمینه، نظیر ایجاد رابطه بین جریان کمینه و ویژگی‌های حوضه، یا روش شاخص جریان کمینه و یا روش منطقه‌ای کردن فراسنج های توزیع احتمال، جریان کمینه را برای منطقه تحلیل کرد و در پیش بینی خشکسالی آب شناسی و نهایتاً مدیریت منابع آبی در شرایط بحران خشکسالی از آن بهره مند شد. هدف های پژوهش عبارتند از الف) ایجاد بانک اطلاعات

در این حالت آزمون صفر مبنی بر همگنی گروه در سطح ۱٪ و ۵٪ تایید می شود اگر مقدار Z به ترتیب $|Z| \leq 2.58$ و $|Z| \leq 1.64$ باشد.

۲- آزمون من-ویتنی

در این آزمون با داشتن گروه مشاهدات $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ و تقسیم آن به دو گروه $Y = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ و $Z = (X_{n_1+1}, X_{n_1+2}, \dots, X_{n_1+n_2})$ آماره من-ویتنی به صورت زیر محاسبه می شود:

$$Z_c = \frac{\sum_{t=1}^{n_1} r(x_t) - n_1(n_1 + n_2 + 1)/2}{[n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1) / 12]^{1/2}} \quad (4)$$

که در آن $r(x_t)$ رتبه ی مشاهده است. فرض H_0 مبنی بر همگنی گروه مشاهداتی قبول می شود اگر $-Z_{1-\alpha/2} \leq Z_c \leq Z_{1-\alpha/2}$ باشد. معمولاً در انتخاب دو گروه، در حالتی که زمان تغییر در همگنی مشخص نباشد، گروه مشاهداتی به طور مساوی به دو گروه تقسیم می شود.

آزمون تصادفی بودن

پدیده های آب شناسی کم و بیش احتمالی بوده و فقط برای ساده شدن مطالعه های و تحلیل ها، قطعی یا احتمالی فرض می شوند. به عبارت دیگر پدیده های آب شناسی با تغییرات زمان و بر اساس قانون احتمال، در ارتباط با پدیده ای قبلی، رخ می دهند (چو و کارلیوتیس، ۱۹۷۰). آزمون تصادفی بودن مبتنی بر این فرض است که مشاهده های در زمان t به مشاهده های در زمان t-1 وابستگی ندارند. به منظور آزمون تصادفی بودن می توان از محاسبه ی ضریب خود همبستگی کمک گرفت.

ضریب خود همبستگی یکی دیگر از ویژگی های گروه زمانی است که میزان همبستگی خطی را بین اجزا گروه زمانی نشان می دهد. ضریب اتوکواریانس بین X_t و X_{t+k} به صورت زیر نوشته می شود:

$$r_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X}) \quad (5)$$

که در آن C_K اتوکواریانس با K تأخیر است و K تأخیر یا اختلاف بین دو جفت به هم

آماره ی بارندگی روزانه ۱۷ سال و مربوط به ایستگاه سمنان، و حداکثر طول آن ۵۶ سال و مربوط به ایستگاه تبریز و چند ایستگاه دیگر است. پس از مرتب کردن بارندگی روزانه، دوره های بدون بارش تعیین، و تعداد روزهای بدون بارش در هر ایستگاه مشخص شد. از آنجا که هدف این تحقیق تحلیل فراوانی حداکثر روزهای بدون بارش به عنوان شاخص خشکسالی است، تعداد روزهای بدون بارش در طولانی ترین دوره ی بدون بارش برای هر سال انتخاب شده و به منظور تحلیل فراوانی مورد استفاده قرار گرفت. شکل ۱ ایستگاه های استفاده شده را نشان می دهد. دخالت انسان و حوادث طبیعی، تغییرات مهمی در فرایندهای آب شناسی که ماهیتی ایستا دارند، به وجود آورده و باعث ایجاد عدم همگنی یا ایجاد روند در پدیده های هیدرواقلمی می گردد این در حالی است که در تحلیل فراوانی پدیده های آب شناسی، نبودن روند، همگنی و تصادفی بودن مفروض هستند (سرا و بورگوئر، ۲۰۰۶). مهم ترین عامل عدم همگنی تغییر در وسایل اندازه گیری، تغییر در محل ایستگاه و تغییرات محیطی مانند توسعه شهری هستند (جونز، ۱۹۹۵). بنابراین، قبل از پرداختن به تحلیل فراوانی، باید آزمون هایی برای بررسی همگنی، روند و تصادفی بودن داده ها انجام گیرد.

آزمون های همگنی

۱- آزمون توالی (لزارو و همکاران، ۲۰۰۱):

گروه زمانی X_i را در نظر بگیرید که در آن $n, \dots, 3, 2, 1=i$ و میانه x_{med} باشد. با تبدیل کردن این گروه به دو گروه a و b به طوری که گروه اول مقادیر $x_i > x_{med}$ و گروه دوم مقادیر $x_i < x_{med}$ را در خود داشته باشند، هر دسته را که بدون تغییر باقی مانده است یک توالی (run) نامند. گروه مورد مطالعه همگن است اگر تعداد توالی ها (R) دارای توزیع بهنجار با میانگین و انحراف معیار زیر باشد:

$$E(R) = \frac{N+2}{2} \quad (1)$$

$$Var(R) = \frac{N(N-2)}{4(N-1)} \quad (2)$$

آماره Z نیز به صورت زیر تعریف می شود:

$$Z = \frac{R - E(R)}{\sqrt{Var(R)}} \quad (3)$$

میانگین و واریانس این آماره به صورت زیر است:
 $E(S) = \dots$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(i-1)(2i+5)}{18} \quad (9)$$

که در آن t_i تعداد افزایش‌ها در بازه i است. آماره ی استاندارد به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$S_{MK} = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (10)$$

آماره ی استاندارد شده دارای توزیع بهنجار با میانگین صفر و واریانس یک است. در هر سطح معنی داری، α ، اگر احتمال معادل Z ، p ، کوچکتر از سطح معنی داری باشد، $p \leq \alpha$ ، فرض صفر رد شده و روند وجود دارد.

در این مطالعه، تحلیل خشکسالی بر اساس روزهای بدون بارندگی^۵ صورت گرفته است. گرچه تعداد روزهای بدون بارندگی شاخص خشکسالی محسوب نمی‌شود (سرا و بورگنوند، ۲۰۰۶)، اما خشکسالی به طور مستقیم تحت تأثیر افزایش تجمعی روزهای بدون بارندگی است (گنگ و وانگ، ۲۰۰۵). روزهای بدون بارندگی به روزهایی اطلاق می‌شود که بارندگی در آن‌ها صفر بوده یا مقدار آن بسیار ناچیز است. روزهایی با بارندگی صفر، ۱ میلیمتر یا کمتر و ۵ میلی متر یا کمتر، از شاخص‌هایی هستند که به وسیله محققین مختلف استفاده شده اند.

تحلیل فراوانی نقطه‌ای روزهای بدون بارندگی و تحلیل خطر خشکسالی

تحلیل فراوانی توالی روزهای بدون بارندگی به عنوان روش مناسبی به منظور تحلیل خطر خشکسالی شناخته می‌شود. شدت و مدت خشکسالی مستقیماً با تعداد روزهای بدون بارندگی مرتبط هستند (سرانو و پورتیوگرز، ۲۰۰۳). روش‌های آماری مختلفی به منظور تحلیل خطر خشکسالی با استفاده از تحلیل روزهای بدون بارندگی انجام شده است. این روش‌ها شامل استفاده از

مرتبط (X_t, X_{t+k}) را نشان می‌دهد. وقتی که $K = 0$ باشد، C_0 واریانس یا S^2 را نشان می‌دهد. C_K به دست آمده از این رابطه ی تخمینی از σ_k^2 جامعه است. برای تخمین C_K بدون چولگی در رابطه ی فوق به جای $\frac{1}{N}$ از $\frac{1}{N-K}$ استفاده می‌شود. برای بدون بعد کردن

$$r_k = \frac{C_k}{C_0} = \frac{\sum_{t=1}^{N-K} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2} \quad (6)$$

ضریب خود همبستگی در تاخیر k است. گروه ضرایب خود همبستگی، تابع خودهمبستگی (ACF) را تشکیل می دهند. تخمینی از ضریب خود همبستگی جامعه، ρ_k است. دامنه ی Γ_k نیز مانند ضریب همبستگی بین ۱ تا -۱ است. نمودار خود همبستگی نشان دهنده ی میزان ارتباط و همبستگی متغیرها با متغیرهایی که قبلاً اتفاق افتاده‌اند است. اگر نمودار با شیب تند پائین بیاید، نشان دهنده ی ارتباط بین وقایع در فاصله زمانی کوتاه است؛ اگر نمودار با شیب ملایم پایین بیاید، وقایع رویداده با وقایعی که از نظر زمانی با آن‌ها اختلاف فاز زیاد دارند، مرتبط اند. به عبارت دیگر هرچه شیب تندتر باشد، فاصله ی زمانی بین وقایع مرتبط با هم کمتر است، و هر چه شیب نمودار کمتر باشد فاصله ی زمانی بین وقایع مرتبط با هم بیشتر است (سالاس، ۱۹۹۳).

آزمون روند

در این مطالعه، به منظور بررسی روند روزهای بدون باندگی از روش من - کندال استفاده می‌شود. آماره ی من-کندال (MK) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (7)$$

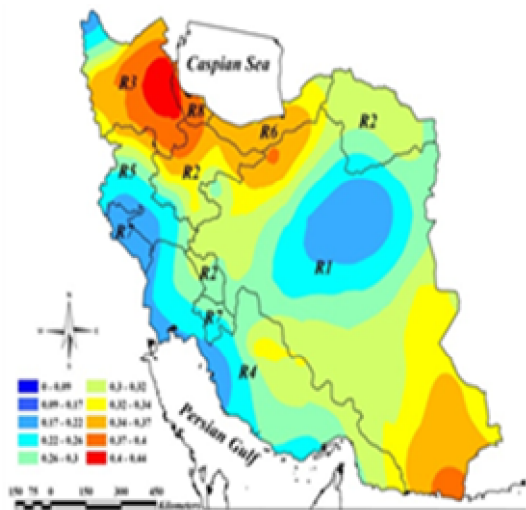
که در آن x_i و x_j داده‌های مرتب شده و n طول دوره ی آماری است.

$$\text{sgn}(\kappa) = \begin{cases} 1 & \text{if } \kappa > 0 \\ 0 & \text{if } \kappa = 0 \\ -1 & \text{if } \kappa < 0 \end{cases} \quad (8)$$

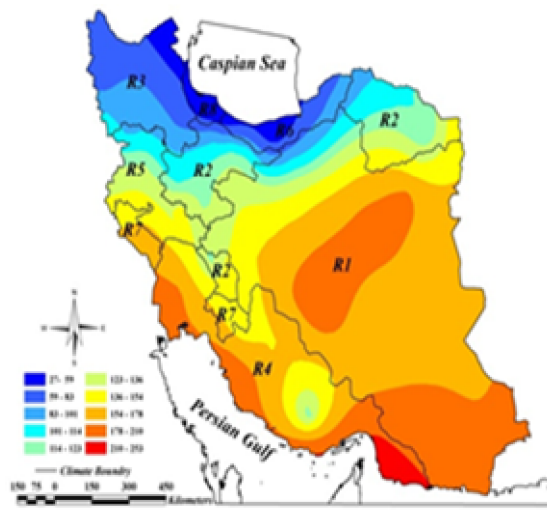
⁵dry spells

توزیع‌های حدی و پارتو (سرانو و پورتیوگز، ۲۰۰۳) هستند.

روش مارکف (لنا و بورگنوند، ۱۹۹۸) و استفاده از توابع مختلف مانند توزیع دو جمله‌ای (نوی لیس، ۱۹۸۶) و



شکل ۳- ضریب تغییرات حداکثر تعداد روزهای بدون بارندگی ایران.



شکل ۲- میانگین تعداد روزهای بدون بارندگی در مناطق مختلف ایران.

جدول ۱- ضرایب همبستگی بین آماره‌های توصیفی حداکثر روزهای بدون بارندگی و مختصات فیزیکی ایستگاه.

آماره	حداکثر	حداقل	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
عرض جغرافیایی	-۰/۰۷۱	-۰/۱۲۱	-۰/۱۴۸	-۰/۰۸۵	-۰/۱۶۴	-۰/۲۱۲	-۰/۱۲۴
طول جغرافیایی	-۰/۰۵۶	-۰/۰۴۱	-۰/۰۱۹	-۰/۰۳۱	-۰/۰۹۹	-۰/۰۹۵	-۰/۰۸۶
ارتفاع	۰/۰۳۷	-۰/۰۳۲	۰/۰۳۰	۰/۱۱۱	-۰/۰۳۶	-۰/۱۱۲	-۰/۱۲۳

تحلیل همگنی و روند

در این مرحله روند و همگنی ایستگاه‌های مطالعه شده بررسی می‌شود. نتایج آزمون همگنی با استفاده از آزمون توالی و آزمون من-ویتی نشان داد که هیچ یک از ایستگاه‌ها در سطح ۰/۰۵ فرض صفر را رد نمی‌کند و تمامی ایستگاه‌ها همگن هستند. از آنجا که به منظور آزمون روند مشاهدات حداقل باید دارای ۳۰ سال آمار باشند، بنابراین از بین ۶۷ ایستگاه بررسی شده، ۳۶ ایستگاه که دارای این شرایط بودند جهت تحلیل روند استفاده شد. شکل ۴ تغییرات حداکثر روزهای بدون بارندگی را در این ایستگاه نشان می‌دهد که یک روند خطی در این شکل دیده می‌شود.

نتایج آزمون من-کندال و اسپرین برای ۳۶ ایستگاه نشان دادند که تنها ایستگاه تربت حیدریه در سطح ۵

نتایج و بحث

تحلیل آمار کیفی

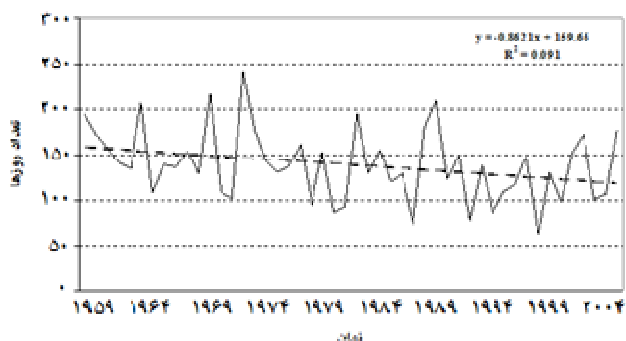
اولین گام در تحلیل آماری، برآورد آماره‌های توصیفی است. کوتاه‌ترین و طولانی‌ترین دوره‌های بدون بارش سالانه به ترتیب در ایستگاه انزلی در شمال و به تعداد ۱۵ روز و ایستگاه چابهار در جنوب شرق ایران به تعداد ۳۶۵ روز (۱۰۰ درصد سال) است. جدول ۱ ضرایب همبستگی بین مشخصات آماری دوره‌های بدون بارش و مختصات فیزیکی ایستگاه‌ها را نشان می‌دهد. اگر چه این ضرایب بیان‌کننده روند مشخص و خاصی نیستند، اما شکل ۲ و ۳ تصویر واضحی از تغییرات روزهای بدون بارش در ایران را نشان می‌دهد.

است و به منظور تحلیل فراوانی بایستی علاوه بر ایستگاه‌های که دارای روند هستند، از مجموع گروه های قابل تحلیل خارج شوند. با ترسیم تابع خود همبستگی گروه های مشاهداتی مشخص شد که فرض استقلال گروه های حداکثر سالانه روزهای بدون بارش در تمام ایستگاه ها، به جز ایستگاه اصفهان رد نمی شود. شکل ۵ تابع خود همبستگی مربوط به ایستگاه اصفهان را نشان می‌دهد. در برخی ایستگاه‌ها مانند تبریز (شکل ۶) نیز در تأخیرهای بالاتر ضریب خود همبستگی از حدود ۹۵ درصد تجاوز می کند، که نشان دهنده ی دوره‌ای بودن برخی فراسنج های آماری این گروه ها است.

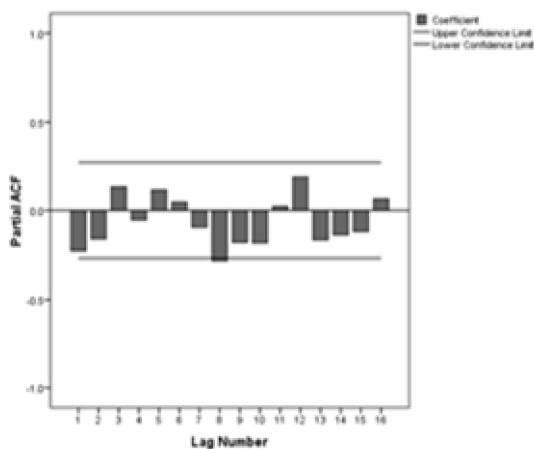
درصد، فرض صفر را رد می‌کند. به طوری که فقط این ایستگاه روند منفی را نشان می دهد. به این مفهوم که تعداد حداکثر روزهای بدون بارندگی در این ایستگاه رو به کاهش است.

آزمون استقلال

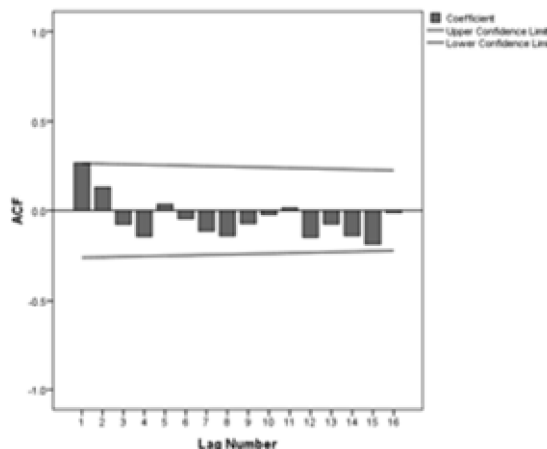
آزمون استقلال گروه زمانی حداکثر سالانه روز های بدون بارندگی با استفاده از ترسیم تابع خود همبستگی گروه های مشاهداتی انجام می شود. در حالتی که ضریب خود همبستگی از حدود اطمینان ۹۵ درصد در تاخیر اول خارج باشد، فرض تصادفی بودن گروه مشاهداتی رد می شود. به عبارت دیگر گروه مشاهداتی فاقد استقلال



شکل ۴ تغییرات حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در ایستگاه تربت حیدریه.



شکل ۶-تابع خود همبستگی حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در ایستگاه تبریز.



شکل ۵- تابع خود همبستگی حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در ایستگاه اصفهان.

جدول ۲- شاخص همگنی H متغیر روزهای بدون بارش در کل کشور.

مناطق	تعداد ایستگاه‌ها	بازه ایستگاه‌ها	${}_1H$	${}_2H$	${}_3H$
ایران	67	1-67	۸/۴۹	۷/۶۲	۷/۶۹

تحلیل فراوانی منطقه‌ای^۶

در گام اول به منظور تحلیل فراوانی منطقه ای، ابتدا بایستی مناطق همگن مشخص شوند. با فرض اینکه تمامی ایستگاه های مطالعاتی در یک منطقه ی همگن قرار دارند، شاخص H برای ایستگاه های مطالعاتی محاسبه گردید. همان طور که در جدول ۴ مشخص است، این شاخص نشان می دهد که کشور ایران به لحاظ روزهای بدون بارش در یک منطقه ی همگن قرار نمی گیرد، چرا که مقدار آماره HI بسیار بالاتر از محدوده قابل پذیرش قرار دارد. و این موضوع کاملا بدیهی است که به علت وسعت بالای کشور و قرار گرفتن ایستگاه های مطالعاتی در اقالیم مختلف، این ناهمگنی بایستی به وجود آید.

بنابراین، جهت تشخیص مناطق همگن، از روش خوشه بندی سلسله مراتبی استفاده شد. بر اساس این روش، ۶۷ ایستگاه مطالعاتی به ۸ منطقه همگن تقسیم بندی کردند. شکل ۱ مرزبندی و موقعیت این مناطق را نشان می دهد. بزرگترین گروه شامل مناطق خشک و نیمه خشک ایران بوده و اغلب استان های مرکزی و جنوب شرق ایران را شامل می شود. بعضی از استان های مستقر در این گروه (مانند استان کرمان و اصفهان) به عنوان تولیدکننده های اصلی محصولات باغ ها و کشاورزی به حساب آمده و بنابراین حساسیت را زیادی به دوره های خشک، و به تبع آن به خشکسالی نشان می دهند. گروه دوم نیز شامل مناطق بالادست حاشیه گروه اول بوده و اغلب بارش بیشتری را نسبت به گروه اول دریافت می کنند. گروه سوم شامل مناطق کوهستانی شمال شرق کشور می باشد. گروه پنجم نیز شامل مناطق کوهستانی غرب کشور (سلسله رشته کوه های زاگرس) می باشد و اغلب مراتع و جنگل غرب کشور در این محدوده قرار می گیرند. اما گروه چهارم شامل مناطق پائین دست گروه پنجم است که شامل استان های خوزستان، فارس، بوشهر و هرمزگان می شود. این منطقه نیز به عنوان یکی از مناطق استراتژیک بخش کشاورزی قلمداد می گردد که اکثر محصولات کشاورزی در این منطقه محدود به استان های خوزستان و شیراز هستند، بنابراین این منطقه نیز حساسیت بالایی را نسبت به میزان ذخیره ی رطوبتی

موجود در خاک، که وابسته به طول دوره های خشکی است، نشان می دهد. اغلب ایستگاه های موجود در این منطقه در حاشیه ی خلیج فارس قرار گرفته اند، در حالی که اکثر ایستگاه های موجود در گروه ۶ و ۸ در حاشیه دریای خزر قرار دارند و بیشترین میزان بارندگی کشور را (با متوسط سالانه ۹۶۹/۳ میلیمتر) را به خود اختصاص می دهند. دو گروه اخیر دارای شرایط آب و هوایی یکسان هستند که کمترین میزان دوره های بدون بارش را به خود اختصاص داده، و تنها اختلاف موجود در بین آنها افزایش دوره های خشکی از سمت غرب (ایستگاه انزلی) به سمت شرق (ایستگاه های بابلسر و گرگان) است. شکل ۷ توزیع ماهانه ی حداکثر دوره های بدون بارش را برای یک ایستگاه معرف موجود در هر یک از گروه ها نشان می دهد.

بررسی همگنی گروه های استخراجی از تحلیل

خوشه بندی

در این بخش به منظور آگاهی از همگن بودن گروه های به دست آمده از تحلیل خوشه بندی، از آماره های همگنی H و D استفاده گردید. جدول ۳ آماره های گشتاورهای خطی را مربوط به حداکثر دوره های بدون بارش برای تمامی ایستگاه های موجود در مناطق گروه بندی شده نشان می دهد، که شامل تعداد ایستگاه های موجود در هر گروه، میانگین، انحراف معیار، گشتاورهای خطی حداکثر دوره های بدون بارش و همچنین آماره ی D است. با توجه به وجود روند در ایستگاه تربت حیدریه و عدم استقلال داده های ایستگاه اصفهان، این دو ایستگاه از فهرست اولیه ی ایستگاه های منطقه کنار گذاشته شدند. همان طور که این جدول نشان می دهد، به جز گروه ۱ و ۴ تمامی گروه ها فاقد ایستگاه ناجور هستند؛ این ایستگاه ها شامل شاهرود و خورو بیابانک در گروه یک و اهواز و زرقان در گروه ۴ هستند. با حذف این ایستگاه ها از گروه و محاسبه مجدد شاخص (D)، مشخص شد که هیچ کدام از گروه ها دارای ایستگاه ناجور نیستند. هر یک از چهار ایستگاه ناجور موجود در گروه ۱ و ۴ دارای شرایط خاصی هستند که آنها را نسبت به سایر ایستگاه ها متمایز کرده است. به طوری که موقعیت ایستگاه های شاهرود و خورویابانک که در کمربند خشک (بین عرض ۱۵ تا ۴۰ درجه) قرار

^۶regional frequency analysis

جدول ۳- آماره‌های گشتاورهای خطی مربوط به حداکثر دوره‌های بدون بارش.

D_i	ضرب کشیدگی	ضرب چولگی	ضرب تغییرات	تعداد ایستگاه‌ها	مناطق
G_1	۰/۱۲۲	۰/۰۱۵	۰/۱۶۷	۱۶	
G_1^*	۰/۱۱۱	۰/۰۰۲	۰/۱۶۹	۱۴	
G_2	۰/۰۸۵	۰/۰۵۵	۰/۱۹۶	۱۰	
G_3	۰/۱۲۷	۰/۱۵۵	۰/۲۱۳	۹	
G_4	۰/۱۸۲	-۰/۰۳۳	۰/۱۴۴	۱۲	
G_4^*	۰/۱۷۱	-۰/۰۴۹	۰/۱۲۷	۱۰	
G_5	۰/۱۱۸	-۰/۰۷۴	۰/۱۵۴	۸	
G_6	۰/۱۴۳	۰/۲۰۷	۰/۱۹۴	۳	
G_7	۰/۲۲۶	-۰/۰۰۲	۰/۱۳۱	۴	
G_8	۰/۱۲۱	۰/۲۱۲	۰/۲۰۷	۳	

جدول ۴- نتایج شاخص H در هر یک از گروه‌های استخراجی.

	گروه ۱	گروه ۲	گروه ۳	گروه ۴	گروه ۵	گروه ۶	گروه ۷	گروه ۸
H1	۴/۱۸	۰/۴۴	-۰/۶۲	۲/۵۸	۱/۴۳	-۰/۹۲	۱/۱۸	-۱/۸۵
H1*	۱/۳	-	-	۱/۰۴	-	-	-	-
H2	۱/۷۲	۰/۵۱	-۰/۵۸	-۰/۱۴	۱/۷۷	-۰/۷۷	۰/۱۱	۰/۰۷
H2*	۱/۵۸	-	-	-۱/۲۵	-	-	-	-
H3	۴/۵۰	۰/۷۶	۰/۳۵	-۰/۴۴	۱/۶۶	-۱/۱۷	۱/۳۷	-۰/۰۵
H3*	۲/۱۱	-	-	-۱/۲۳	-	-	-	-
	تهران			اهواز				
	ایستگاه‌های ناچور			زرقان				
	شاهرود							

جدول ۵- مقادیر شاخص ZDIST در هر یک از گروه‌های همگن مطالعاتی.

توزیع‌ها	ایران	G_1	G_2	G_3	G_4	G_5	G_6	G_7	G_8
توزیع لجستیک تعمیم یافته	۴/۶۶	۳/۲۶	۶/۲۴	۱/۷۳	-۱/۳۷	۲/۵۹	۱/۵۳	-۱/۳۲	۱/۹۴
توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته	- ۲/۹۸	-۱/۰۴	۱/۵۴	-۰/۰۳	-۴/۸۴	-۰/۶۹	-۳/۶۸	-۳/۶۸	۰/۹۶
توزیع لوگ نرمال ۳ پارامتری	- ۱/۶۸	-۰/۰۱	۳/۱۶	-۰/۲۴	-۳/۸۱	۰/۴۴	۰/۳۰	-۳/۲۲	۰/۶۲
توزیع پیرسون نوع ۳	-۱/۶۷	-۰/۰۴	۳/۰۱	۳/۰۱	-۴/۸۵	۰/۳۱	-۳/۱۲	-۳/۱۲	-۰/۰۲

دارند، و همچنین وجود پرفشارهای اتمسفری در این منطقه، این ایستگاه ها را نسبت به سایر ایستگاه ها ناجور کرده باشد. ایستگاه های اهواز و زرقان نیز که در گروه ۴ بوده و متأثر از رطوبت ناشی از خلیج فارس قرار دارند، ممکن است تحت تاثیر این جریان های رطوبتی، ویژگی های آماری دوره های بدون بارش آنها همچون ضریب تغییرات و چولگی تغییر کرده و آنها را نسبت به سایر ایستگاه ها متمایز نموده باشد. پس از محاسبه ی شاخص (D)، گشتاور های خطی محاسبه و نمودار گشتاور های خطی برای هر منطقه ترسیم گردید (شکل ۸). همان طور که این شکلها نشان می دهند، گشتاورهای خطی پراکنش مناسبی را نسبت به میانگین نشان می دهند که در نگاه اول همگن به نظر می رسند. با این حال، محاسبه ی شاخص همگنی (شاخص H) به منظور تایید این موضوع انجام می شود که نتایج آن در جدول ۴ آمده اند.

۴-۵-۳ تحلیل فراوانی نقطه‌ای^۷

تحلیل فراوانی حداکثر سالانه روزهای بدون بارش در ایران با استفاده از ۱۰ توزیع فراوانی مهم انجام، و به منظور تعیین بهترین مدل از رابطه ی ۱۲ استفاده شد. ذکر این نکته ضروری است که ایستگاه های دارای روند و دارای عدم همگنی صرفاً برای کامل شدن محاسبات آورده شده، و از آن ها در تهیه ی نقشه توزیع روزهای بدون بارندگی استفاده نشده است.

بر اساس مجموع نمره های کسب شده با کاربرد توزیع های مختلف، توزیع گاما به عنوان بهترین تابع به منظور منطقه ای کردن حداکثر روزهای بدون بارندگی انتخاب می شود. گرچه انتخاب این توزیع منوط به تحلیل گشتاور های خطی است که در بخش بعدی انجام می گیرد. با استفاده از تابع منتخب برای هر ایستگاه، مقادیر حداکثر سالانه روزهای بدون بارندگی در دوره های برگشت مختلف محاسبه گردید.

در شکل های ۱۰ تا ۱۷ موقعیت مقادیر دوره های بدون بارش با دوره های بازگشت مختلف با استفاده از رابطه تعیین موقعیت $Pi:n = (i-0.35)/n$ نشان داده شده اند که در آن ها بهترین توزیعی که پراکندگی نمونه ها اطراف آن بهتر از سایرین بوده، برای یک ایستگاه به عنوان نماینده در هر گروه همگن انتخاب گردیده است. سپس با استفاده از نتایج تحلیل فراوانی نسبت به تهیه ی نقشه حداکثر تعداد روزهای بدون بارندگی در دوره های برگشت مختلف اقدام شد.

تحلیل مکانی ویژگی های حداکثر روز های بدون بارش

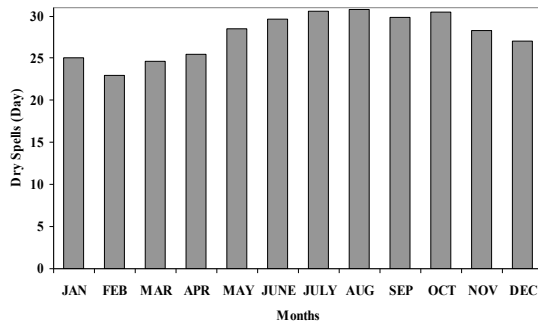
نتایج بیانگر آنند که گروه های ۲، ۳ و ۶ به عنوان گروه های کاملاً همگن، و گروه های ۵، ۷ و ۸ نیز به عنوان گروه های همگن شناسائی می شوند، اما گروه های ۱ و ۴، به علت وجود ایستگاه ناجور، کاملاً ناهمگن بودند که پس از حذف ایستگاه های ناجور، مقدار شاخص H_1 در آنها به ترتیب به مقدار $1/3$ و $1/0.2$ تنزل یافته و این دو گروه نیز به عنوان گروه های همگن شناخته می شوند.

انتخاب بهترین تابع توزیع منطقه ای

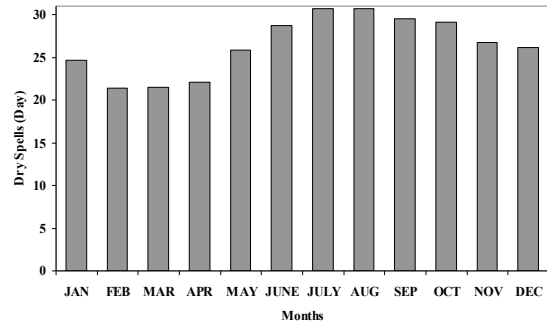
در گام سوم، مقادیر آماره نکویی برازش، Z^{DIST} ، به منظور تعیین بهترین تابع توزیع منطقه ای محاسبه شد، که از پرونده اجرایی برنامه FORTRAN بدین منظور استفاده گردید. در ابتدا از نمودار نسبی L-Ck در مقابل L-Cs که در شکل ۹ آمده است، جهت انتخاب تابع توزیع منطقه ای استفاده گردید. به نظر می رسد که تابع توزیع GEV می تواند به عنوان بهترین تابع توزیع برای داده های حداکثر روزهای بدون بارش شناخته شود، اما با توجه به ناهمگنی کل کشور، این موضوع قابل پذیرش نخواهد بود. بنابراین بایستی در مناطق همگن استخراجی به تعیین بهترین تابع توزیع منطقه ای مبادرت نمود.

جدول ۵ مقادیر شاخص ZDIS را در هر یک از مناطق همگن استخراجی برای چهار توزیع GLOG،

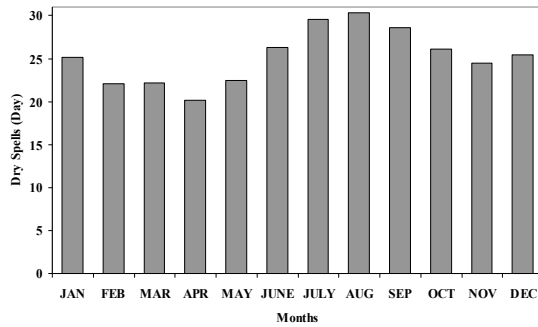
⁷at-site frequency analysis



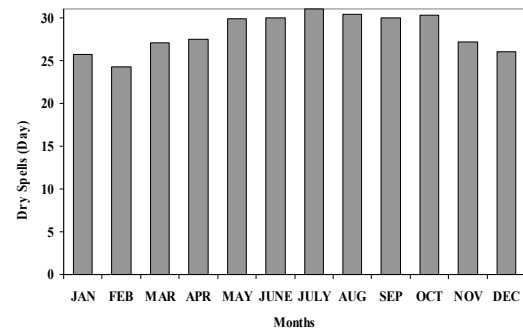
(a) Kerman



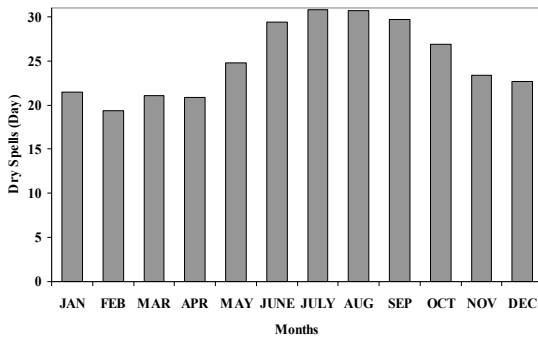
(b) Mashhad



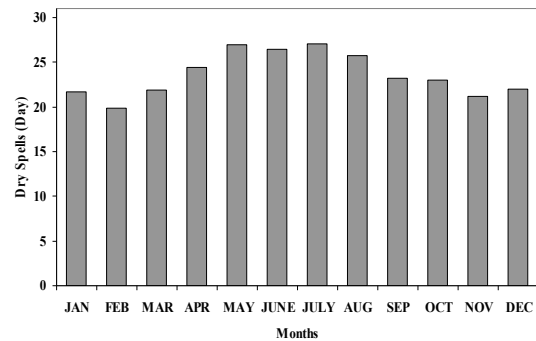
(c) Tabriz



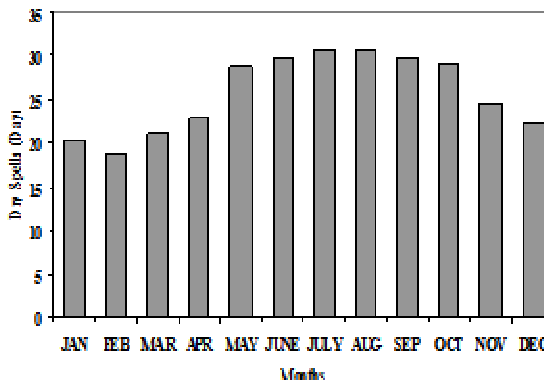
(d) Abadan



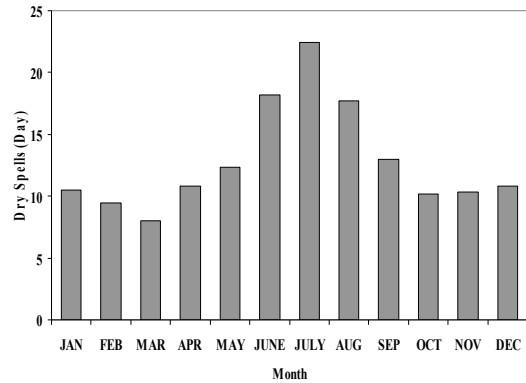
(e) Sanandaj



(f) Babolsar



(g) Yasooj



(h) Anzali

شکل ۷- توزیع ماهانه ی حداکثر دوره‌های بدون بارش در هر یک از گروه‌های مطالعاتی.

خشک ناگهانی و غیر مترقبه هستند. این موضوع می تواند منجر به کاهش روزهای دارای بارندگی و به تبع آن کاهش ذخیره ی رطوبتی خاک مناطق مزبور شده و بیشترین خسارت را به اراضی کشاورزی این مناطق که حساس ترین بخش به ذخایر رطوبتی هستند به وجود آورد که با نتایج غلامی (۲۰۰۰) و وفاخواه (۱۳۷۸) همخوانی دارد.

تحلیل مکانی حداکثر روز های بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف

توزیع مکانی دوره های خشک به عنوان یکی از مهمترین شاخص های بررسی خشکسالی به منظور مدیریت منابع آب، به عنوان یک متغیر پیوسته محسوب می گردد. بنابراین، به منظور مطالعه ی الگوی توزیع مکانی این متغیر بین ایستگاه های مطالعاتی در دوره های بازگشت مختلف، از روش دورن یابی کریجینگ استفاده گردید. شکل های ۲۰ تا ۲۶ توزیع مکانی حداکثر روزهای بدون بارش را برای ۸ منطقه ی همگن در دوره های بازگشت مختلف نشان می دهند. نقشه های خروجی نشان می دهند که دوره های خشکسالی از شمال غرب به جنوب شرق به تدریج افزایش می یابند. همچنین، بزرگی این دوره های از مناطق مرطوب غربی به مناطق خشک و نیمه خشک شرقی در دوره های بازگشت مختلف افزایش می یابد. به عبارت دیگر، طول دوره های خشکسالی از مناطق کوهستانی به سمت مناطق پائین دست مرکزی افزایش می یابد.

در نمایشنامه های احتمالاتی مختلف، کوتاهترین روزهای بدون بارش در مناطق مرطوب همگن شمالی (گروه ۶ و ۸) در حاشیه دریای خزر و طولانی ترین دوره ها در جنوب شرق کشور، در حاشیه ی دریای عمان که تحت تاثیر جریان های باران های موسمی اقیانوس هند هستند، رخ می دهند. در مجموع می توان اذعان نمود که سامانه های گردش جو، خصوصیات پستی و بلندی (ارتفاعات، فاصله تا دریا و تاثیر پستی و بلندی ها) و سازوکار های مختلف ایجاد بارندگی، همگی عواملی محسوب می گردند که باعث ایجاد چنین توزیع مکانی (پدیده ی خشکسالی) در کشور می شوند.

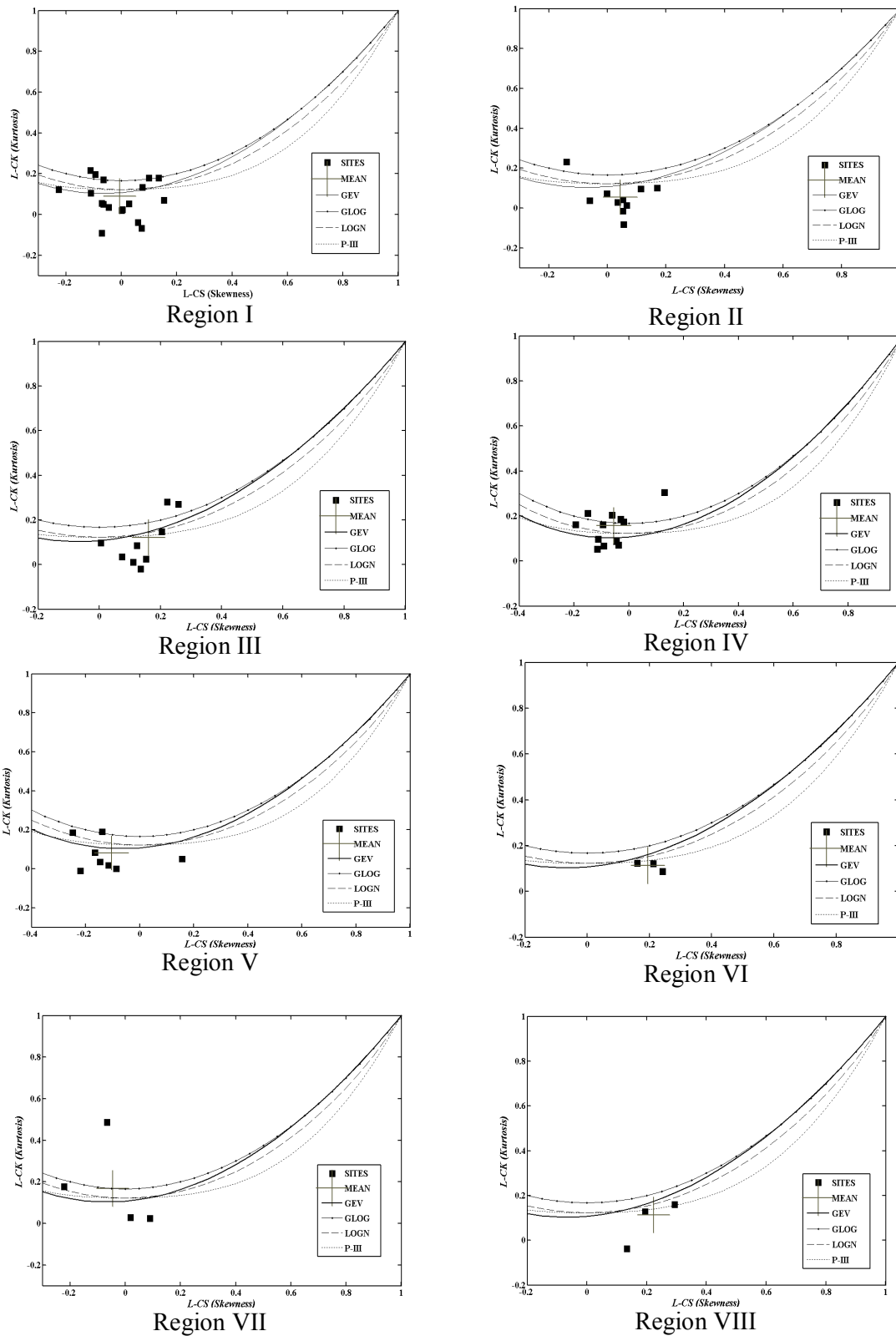
نقشه های توزیع مکانی همچنین نشان می دهند که در دوره های بازگشت بالا اختلاف بین تعداد روزهای

تحلیل مکانی گشتاورهای خطی حداکثر روز های

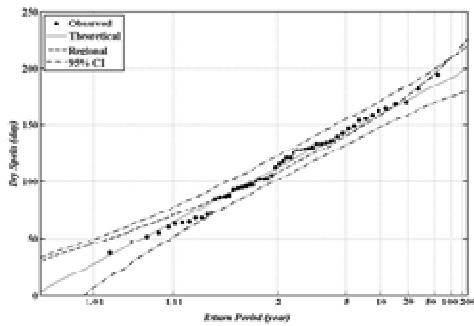
بدون بارش

به منظور برآورد مقادیر حداکثر روزهای بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف، ابتدا بایستی مقادیر گشتاورهای خطی مختلف، از جمله گشتاورهای ضریب تغییرات و ضریب چولگی محاسبه شوند. که این محاسبات با استفاده از برنامه ی اجرائی ارائه شده به وسیله هاسکینک و والیس (۱۹۹۳) برای هشت منطقه ی همگن صورت پذیرفت. به منظور تحلیل مکانی پارامترهای فوق، از روش دورن یابی کریجینگ در مناطق همگن استفاده گردید. شکل های ۱۸ و ۱۹ توزیع مکانی گشتاورهای خطی ضریب تغییرات و ضریب چولگی را نشان می دهند.

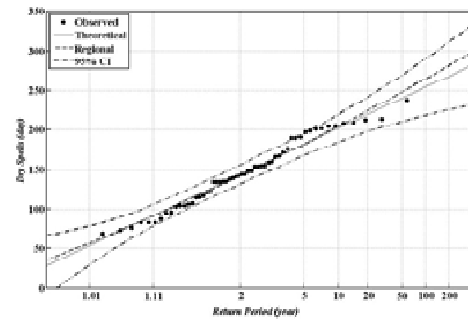
همان گونه که در شکل ۱۸ مشخص است، دو منطقه با مقادیر بالای گشتاور ضریب تغییرات مشخص است. منطقه ی اول که شمال غرب کشور (مناطق همگن ۲، ۳ و ۸) را در می گیرد و منطقه ی دوم جنوب شرق را که تحت تاثیر جریان های باران های موسمی قرار دارند شامل می شود. به عبارت دیگر دو منطقه دارای مقادیر گشتاور ضرایب تغییرات بالا شامل مناطق شمال غرب کشور، که دارای کمترین دوره های بدون بارش، و منطقه جنوب شرق با بیشترین دوره های بدون بارش، هستند. اگر چه مناطق شمال غرب دارای کوتاهترین دوره های خشک هستند، اما تغییرات این دوره ها در مناطق مزبور بالاست و وقوع دوره های خشک از سالی به سال دیگر متفاوت است. این موضوع برای مناطق جنوب شرق نیز صادق است. سایر مناطق، به خصوص غرب و جنوب غرب و مرکز ایران، دوره های بدون بارش دارای تغییرات کمتری بوده و روند ثابتی را در سال های متمادی نشان می دهند. تغییرات مکانی گشتاور ضریب چولگی نیز بیان کننده ی مقادیر زیاد برای مناطق دارای دوره های کوتاه خشکی است. بدین ترتیب مناطق مزبور که شامل استان های شمال و شمال غرب کشور هستند در معرض وقوع وقایع جدی دوره های بدون بارش قرار دارند. به طور کلی، می توان نتیجه گرفت که مناطق شمالی کشور، استان های : مازندران، گیلان، اردبیل، آذربایجان شرقی، زنجان و قزوین، بیشترین حساسیت را نسبت به وقوع دوره های خشک دارند و در معرض وقوع دوره های



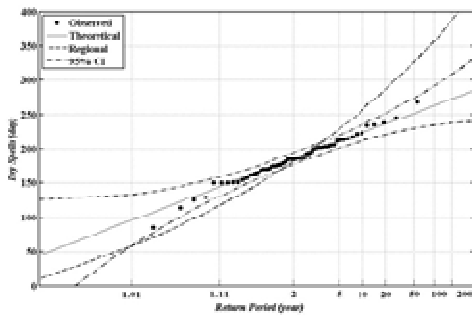
شکل ۸ نمودار گشتاور های خطی L-CS در مقابل L-CK هشت منطقه ی همگن.



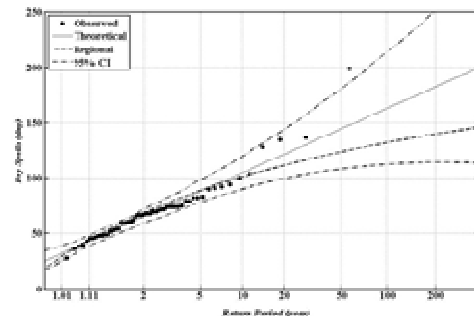
شکل ۱۰- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه کرمان (گروه ۱).



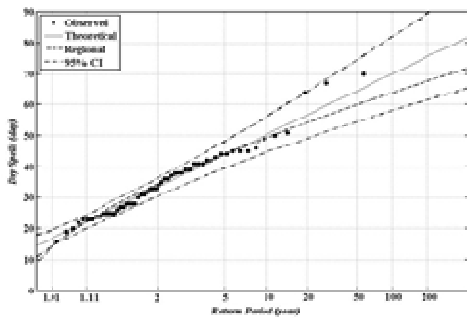
شکل ۱۱- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه مشهد (گروه ۲).



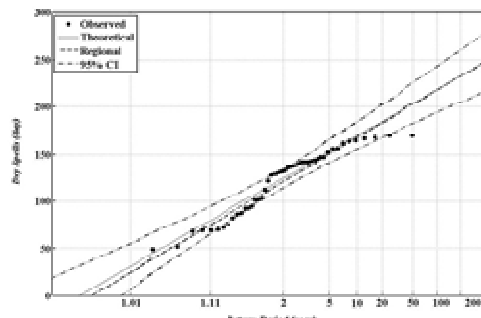
شکل ۱۲- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه تبریز (گروه ۳).



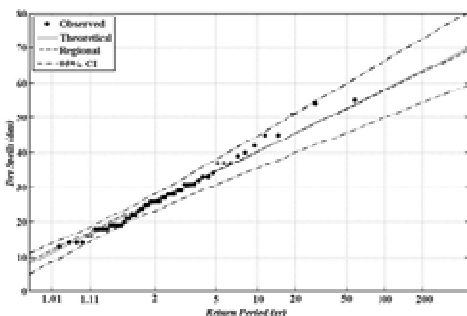
شکل ۱۳- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه آبادان (گروه ۴).



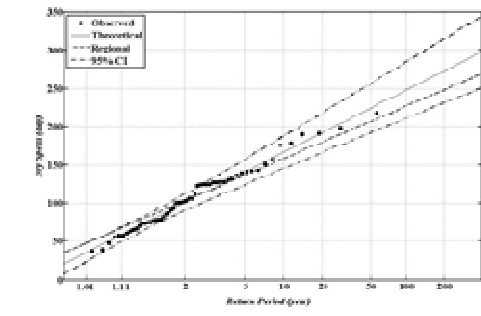
شکل ۱۴- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه سنندج (گروه ۵).



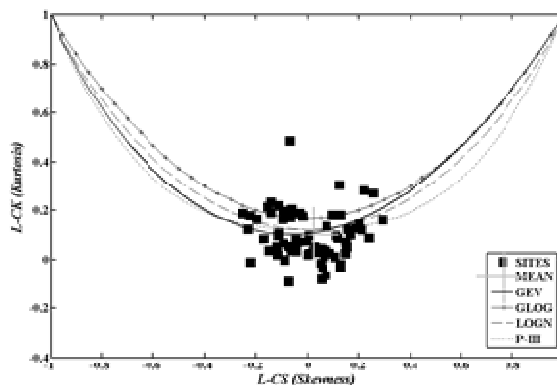
شکل ۱۵- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه بابلسر (گروه ۶).



شکل ۱۶- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه یاسوج (گروه ۷).



شکل ۱۷- تابع توزیع چگالی احتمال تجمعی دوره‌های بدون بارش برای ایستگاه انزلی (گروه ۸).



شکل ۹- نمودار نسبی مقادیر LCs در برابر LCK داده های روزهای بدون بارش.

به تبع آن اثرات اقتصادی و اجتماعی بسیار بدی را به دنبال داشته باشد.

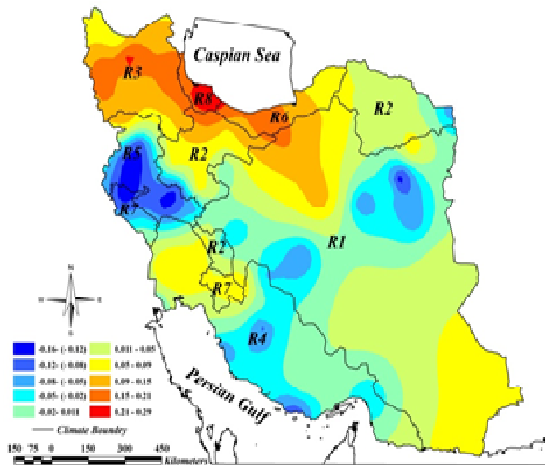
از طرف دیگر، اغلب این استان‌ها در مناطق خشک و نیمه خشک کشور قرار دارند و بوم نظام‌های طبیعی در این مناطق نیز نسبت به کمبود آب، ناشی از تغییرات ویژگی‌های دوره‌های خشک، حساس هستند، که این موضوع می‌تواند در نهایت باعث بروز زیان‌های جبران ناپذیر هم بر بوم نظام‌های طبیعی و هم زندگی ساکنین این مناطق شود، بنابراین، برای جلوگیری از خسارات ناشی از پدیده‌ی محتمل خشکسالی، این مناطق به یک برنامه جامع مدیریت منابع آب نیازمند است.

نتیجه‌گیری

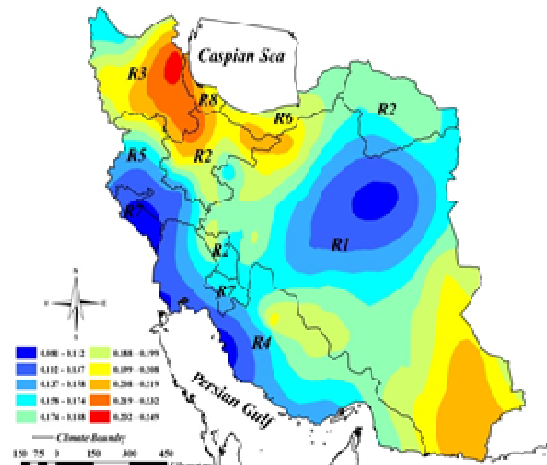
در این مطالعه، حداکثر از دوره‌های بدون بارندگی سالانه در ۶۷ ایستگاه سینوپتیک کشور، که دارای طول دوره‌ی آماری مناسبی جهت نیل به هدف این مطالعه بودند استفاده شد. هدف این مطالعه برآورد منطقه‌ای حداکثر سالانه‌ی روزهای بدون بارندگی در مناطقی از کشور که فاقد ایستگاه اندازه‌گیری هستند، بوده است. روزهای بدون بارندگی یکی از شاخص‌های مناسب تحلیل خطر خشکی و خشکسالی است. دوره‌های بدون بارندگی نسبت به روزهای توأم با بارندگی اثر متفاوتی بر جوامع گیاهی داشته و میزان تبخیر-تعرق و رطوبت خاک به طور قابل توجهی از طولانی شدن روزهای بدون بارندگی، یا دوره‌های توأم با بارندگی، تأثیر می‌پذیرند. در این مطالعه، با توجه به تنوع اقلیمی که باعث ناهمگنی عامل حداکثر روزهای بدون بارش در کشور می‌شود، در ابتدا از تحلیل خوشه‌بندی به منظور شناسایی مناطق

بدون بارش در مناطق همگن مختلف (به‌جزگروه یک) کم می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد که شدت خشکسالی در دوره‌های برگشت بالا در این مناطق تقریباً برابر است، اما در دوره‌های برگشت کم، در مناطق جنوبی و مرکزی شرایط خشکسالی شدیدتری حکمفرما است. بنابراین، می‌توان گفت که پایش خشکسالی در مناطق مرکزی و جنوبی (به‌خصوص مناطق جنوب شرقی) از اهمیت بیشتری برخوردار است زیرا احتمال وقوع دوره‌های خشکسالی در آنها بیشتر است. از طرف دیگر، گرچه خشکسالی‌ها در مناطق شمالی و غربی با دوره‌های برگشت بالاتری رخ می‌دهند، اما شدت این خشکسالی شدیدتر بوده، مدیریت بحران در این مناطق مشکل‌تر است و به امکانات بیشتری نیاز دارد.

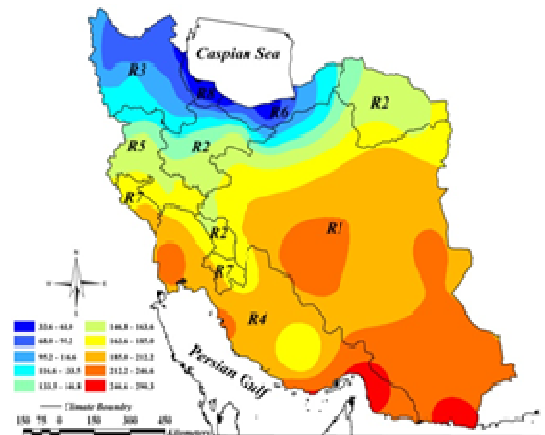
به طور کلی بر اساس توزیع مکانی دوره‌های بدون بارش در نمایشنامه‌های مختلف، اغلب استان‌های حاشیه خلیج فارس و دریای عمان شامل: خوزستان، بوشهر، هرمزگان و سیستان که تحت تأثیر پویایی‌های پرفشار جنب حاره‌ای قرار دارند و همچنین استان‌های مرکز ایران شامل اصفهان، یزد و کرمان به عنوان مناطق حساس و آسیب‌پذیر به لحاظ اثرات ماندگاری شرایط خشکسالی محسوب می‌گردند. از آنجا که اغلب استان‌های یاد شده به لحاظ تولیدات کشاورزی به عنوان استان‌های راهبردی کشور محسوب می‌گردند، این اراضی حساس به کمبود رطوبت خاک ناشی از ماندگاری شرایط خشکسالی هستند، هرگونه افزایش در دوره‌های بدون بارش (خشکی)، به خصوص در طول دوره‌ی رشد می‌تواند بخش کشاورزی را به شدت تحت تأثیر قرار داده، و



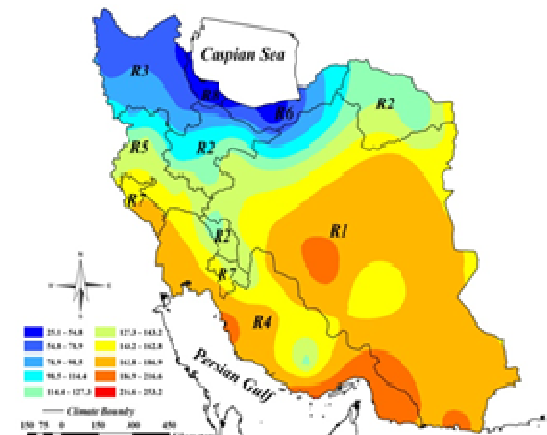
شکل ۱۹- تغییرات مکانی گشتاور ضریب چولگی در هشت منطقه ی همگن.



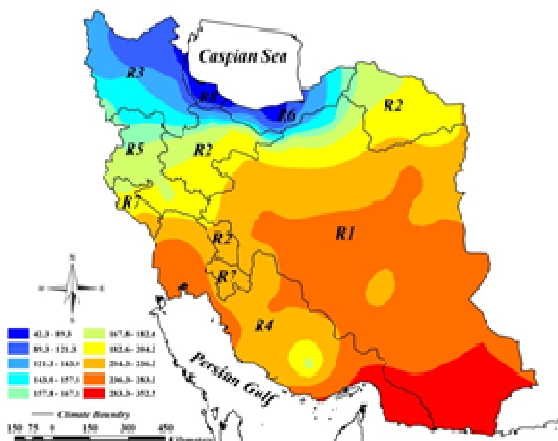
شکل ۱۸- تغییرات مکانی گشتاور ضریب تغییرات در هشت منطقه ی همگن.



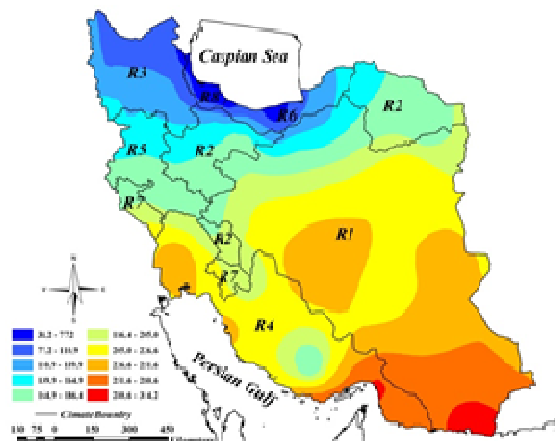
شکل ۲۱ نقشه ی حداکثر سالانه ی روزهای بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۵ ساله.



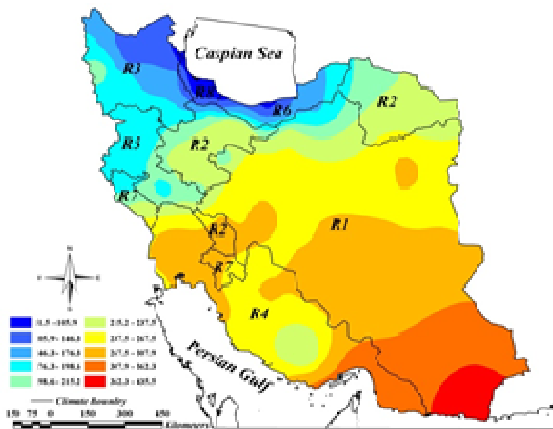
شکل ۲۰ نقشه ی حداکثر سالانه ی روزهای بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۵ ساله.



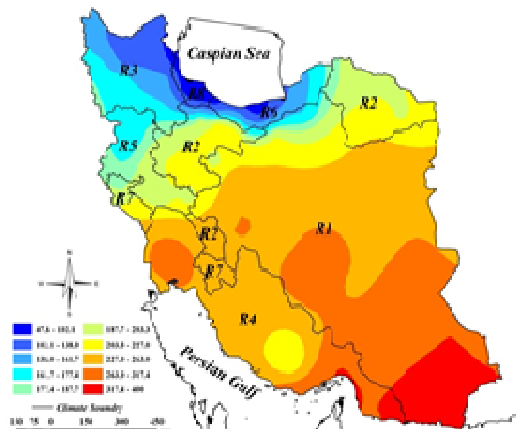
شکل ۲۳- نقشه ی حداکثر سالانه ی روزهای بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۲۰ ساله.



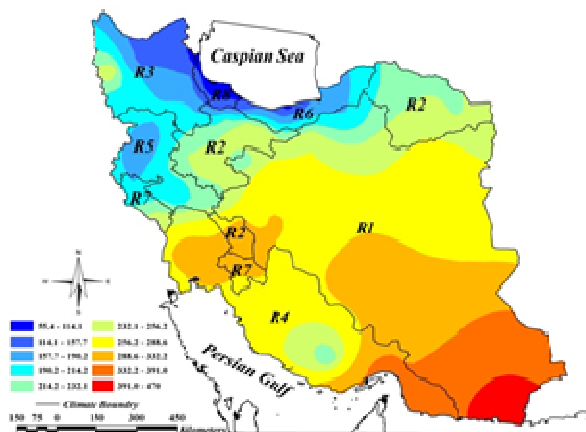
شکل ۲۲- نقشه ی حداکثر سالانه ی روزهای بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۱۰ ساله.



شکل ۲۵- نقشه ی حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۱۰۰ ساله.



شکل ۲۴- نقشه ی حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۵۰ ساله.



شکل ۲۶- نقشه ی حداکثر سالانه ی روز های بدون بارندگی در دوره ی برگشت ۲۰۰ ساله.

نشان دادند که تنها ایستگاه تربت حیدریه در سطح ۵ درصد فرض صفر را رد می کند. با این وجود، معنی دار شدن آماره ی من-ویتنی در ایستگاه تربت حیدریه نشانگر ایجاد جهش اقلیمی در ایستگاه مزبور است که می تواند بر اثر توسعه ی فعالیت انسانی در این منطقه، به صورت محلی، و تأثیر انسانی بر ناحیه ی نامبرده باشد. گرچه به منظور بررسی تأثیر عامل انسانی و بیابان زایی در این نقطه بر جهش مشاهده شده در تعداد روزهای بدون بارندگی در ایستگاه تربت حیدریه به مطالعات مفصل تر و استفاده از متغیر های بیشتر و متنوع تری نیاز است. همچنین، به کارگیری تابع خود همبستگی به منظور بررسی استقلال گروه داده های مطالعاتی، نشان داد که فرض استقلال گروه های حداکثر سالانه ی

همگن استفاده گردید بر اساس دوره های بدون بارش، سرزمین ایران به ۸ گروه تقسیم گردید. به منظور آگاهی از همگن بودن این مناطق از شاخص های همگنی D و H که به وسیله هاسکینگ و والیس (۱۹۹۳) معرفی گردیده اند، استفاده شد. در نهایت، پس از حذف ایستگاه های ناجور در تعدادی از گروه ها، ۸ گروه همگن جهت تحلیل فراوانی دوره های بدون بارش در ایران معرفی گردیدند.

در ادامه، روند و همگنی روزهای بدون بارندگی در مناطق همگن آزمون گردید، چه، می توان تغییرات بلند مدت این متغیر را به عنوان شاخصی از تغییر اقلیم در یک ناحیه در نظر گرفت. این موضوع در مطالعه های مختلفی از جمله چین، اروپا و آمریکای شمالی مورد تحقیق قرار گرفته است (اراید، ۲۰۰۲). نتایج تحلیل روند

سه منطقه ی مجزا به لحاظ توزیع دوره های خشک در کشور قابل تمیزند. مناطق شمالی کشور، که نقشه های تحلیلی بیان کننده ی کاهش دوره های بدون بارش و افزایش دوره های مرطوب هستند که خود نشان دهنده حساسیت پائین این مناطق به شرایط خشک است. مناطق جنوبی (به خصوص استان های حاشیه خلیج فارس و دریای عمان) و مناطق مرکزی نیز به عنوان حساس ترین مناطق به لحاظ کاهش روزهای بارندگی و افزایش دوره های بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف شناخته می شوند. بر اساس این طبقه بندی مناطق میانی نیز به نظر به دوره های خشک حساس هستند، اما درجه ی حساسیت آنها نسبت به مناطق جنوبی کمتر است. به طور کلی، مناطق جنوبی کشور، که بارش آنها تحت تاثیر سامانه های آسیائی باران های موسمی است، بالاترین خطر ناشی از طولانی بودن شرایط خشکی در کشور را به خود اختصاص می دهند و نیازمند برنامه ریزی طولانی مدت منابع آب برای کاهش و تعدیل شرایط خشک ناشی از خشکسالی هستند.

پیشنهادها

بررسی حاضر، احتمالاً نخستین مطالعه است که منطقه بندی آماری گروه زمانی حداکثر روزهای پی در پی بدون بارش را به عنوان یک شاخص خشکسالی به همراه الگوی پراکنش مکانی دوره های خشک در ایران پیگیری می کند. اگر چه این مطالعه مناطق حساس به خشکسالی را مشخص می کند، اما تحلیل های با جزئیات بیشتر به همراه سایر متغیرهای مرتبط همانند؛ رطوبت خاک؛ تبخیر-تعرق، دما و رطوبت هوا جهت درک بهتر تاثیر دوره های خشک بر بخش کشاورزی مناطق حساس شناخته شده مورد نیازند. به منظور بررسی تغییرات طول دوره های خشک، مطالعه های آتی بایستی به سمت بررسی ایستائی و روند گروه زمانی حداکثر دوره های بدون بارش در اقلیم های مختلف ایران هدایت شوند. همچنین بررسی های بعدی بایستی برآورد دوره های بدون بارش را با استفاده از روش های دیگر مانند آستانه-ای (علاوه بر صفر، مقادیر آستانه ی دیگری نیز مانند روزهایی با بارندگی کمتر از ۱، ۵ و ۱۰ میلی متر) که تمامی دوره های خشک پائین تر از یک آستانه ی بارندگی را نسبت به روش AM، که تنها حداکثر تعداد

روزهای بدون بارش در تمام ایستگاه ها، به جز اصفهان، رد نمی شود.

پس از تعیین روند در گروه های مشاهده شده به منظور تحلیل فراوانی حداکثر روز های بدون بارندگی، که هدف اصلی این تحقیق است از دو تحلیل فراوانی نقطه ای و منطقه ای استفاده شد.

در تحلیل فراوانی منطقه ای با کاربرد روش گشتاورهای خطی بهترین تابع توزیع منطقه ای برای گروه های همگن مختلف استخراجی با استفاده از روش تحلیل خوشه ای، مشخص گردید. تغییرات احتمال تعداد روز های بدون بارندگی در سطح هر یک از گروه های همگن به طور یکنواخت توزیع شده اند و هر منطقه، یک منطقه ی همگن از لحاظ توابع توزیع احتمالی روز های بدون بارندگی است. در نهایت، با بهره وری از شاخص ZDIS تابع توزیع GLOG برای گروه ۴ و گروه ۷؛ توزیع GEV برای گروه های ۲ و ۳؛ توزیع LN3 برای گروه ۱؛ و توزیع PIII برای گروه های ۵، ۶ و ۸ به عنوان بهترین توابع توزیع منطقه ای شناخته شدند. اگرچه یک تابع توزیع برای هر منطقه همگن مفروض است، اما هیچ یک از آنها نمی تواند به تنهایی بیانگر رفتار احتمالاتی حداکثر روزهای بدون بارش در کل کشور باشد، که این موضوع بیانگر وجود اقلیم های مختلف با ویژگی هایی است که سازوکار های ایجاد دوره های بدون بارش را در ایران را تحت تاثیر خود قرار می دهند.

الگوی مکانی گشتاورهای خطی ضریب تغییرات و ضریب چولگی نشان می دهد که تغییرات و بزرگی دوره های خشک در مناطق مختلف تغییر می کند، به نحوی که دوره های خشک از سالی به سال دیگر در شمال غرب و جنوب شرق کشور ناپایدار هستند. اگرچه بر اساس نقشه های تحلیلی، مناطق شمالی کمتر به شرایط خشک حساسند، اما این مناطق به خصوص مناطق شمال و شمال غرب (گروه های ۳، ۶ و ۸) ممکن است دوره های بدون بارش غیره منتظره ای را تجربه کنند، بنابراین، برنامه ریزان منابع آب نیازمند برنامه ریزی برای دوره های خشک غیره منتظره در مناطق مزبور هستند.

نقشه های مکانی حداکثر دوره های بدون بارش در دوره های بازگشت مختلف احتمالاتی نشان می دهد که این دوره های خشک به تدریج از شمال به جنوب، و از غرب به شرق در کشور افزایش می یابند. از طرف دیگر،

Available at <http://www.hydrology.uni-freiburg.de/forsch/aride>

7) Bobee, B., and Rasmussen, P. 1995. Recent advances in flood frequency analysis. US National Report of IUGG, 1991-1994.

8) Chang T J, Kleopa X A. 1991. A proposed method for drought monitoring. Water Resources Bulletin. 27: 275-281.

9) Chow V T and Karelitis S J. 1970. Analysis of stochastic hydrologic systems. Water Resour. Res. 6(6): 1596-1582.

10) CGruff, R. W. and Rantz S. E. 1965. A comparison of methods used in flood frequency studies for coastal basin California. USGS Water Supply Series, U.S. Department of the Interior, Geological Survey, pp: 1580-1589.

11) Douguedroit, A. 1987. The variations of dry spells in Marseilles from 1865-1984. J. Clim. 7: 541-551.

12) Dracup, J. A., Lee, K. S., Edwin G., and J. Paulson. 1980. On the definition of droughts." Water Resources Research 16: 297-302.

13) Estrla, M. J, Penarrocha, D. and Milan, M. 2000. Multi-annual drought episodes in the Mediterranean (Valencia region) from 1950-1996. A spatio-temporal analysis. Int. J. Clim. 20: 1599-1618.

14) Gholami, A. 2000. Choosing of the best probabilistic distributions for maximum mean and minimum discharges using L momentum method. (Case study: Mazandaran province) M.Sc Thesis, Tarbiat Madarres University, 112 p.

15) Gong, D. Y. and Wang, J. A. 2005. Trends of summer dry spells in China during the late twentieth century. Meteorol. Atmos Phys 88: 203-214.

16) Gibbs, W. J. and Maher, J. V. 1967. Rainfall deciles as drought indicators. Australian Bureau of Meteorology, Bull. 48:37 pp.

17) Greenwood J A, Landwehr J M, Matalas, N. C, and Wallis, J. R. 1979. Probanility weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. Water Resource Res.:1049-1054.

18) Hosking, J, R, M. 1986. The theory of probability weighted moments. Res. Rep. RC 12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY.

دوره های خشک را در یک سال در نظر می‌گیرد، بررسی کنند. بدین ترتیب بهتر است که وضعیت وقوع خشکسالی ها با استفاده از این روش‌ها در دوره‌های رشد محصولات کشاورزی مطالعه شوند. به علاوه، بررسی تغییرات وقوع شدت و مدت دوره‌های خشک به طور همزمان به منظور بررسی سطوح برگشت دو متغیری می‌تواند در مطالعه های آتی به شناسایی وضعیت وقوع خشکسالی ها در کشور کمک شایانی کند. با توجه به اهمیت مطالعه ی تغییر اقلیم و اثر آن در کشاورزی و منابع آب در آینده، در مطالعه های آتی بایستی نسبت به تحلیل روند متغیر های اقلیمی دیگر، از جمله بارندگی و دما و نحوه ی ارتباط آن‌ها با روند روزهای بدون بارندگی در آستانه‌های مختلف اقدام شود. چنین تحقیقی به مدیریت آینده ی منابع آب و بخش کشاورزی در سطح کشور کمک می‌کند.

منابع:

۱) بذرافشان، ج، و خلیلی، ع. ۱۳۸۱، مطالعه تطبیقی برخی شاخص های خشکسالی هواشناسی در چند نمونه اقلیمی ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد آبیاری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران.

۲) کلویانی، م. ۱۳۸۰. "بررسی اقلیمی شاخصهای خشکی و خشکسالی"، فصلنامه تحقیقات جغرافیائی، ۸۹-۷۱.

۳) مدرس، ر. ۱۳۸۲. پیش بینی خشکسالی هیدرولوژیک با استفاده از سری زمانی در یکی از سرشاخه‌های زاینده رود. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی اصفهان.

۴) نصری، م، و مدرس. ۱۳۸۷. بررسی روند روزهای بدون بارش در استان اصفهان. مجله منابع طبیعی ایران. ۶۳ (۳): ۵۸۹-۶۰۱.

۵) وفاخواه، م، و مهدوی، م. ۱۳۷۸. پیشنهاد یک مدل ریاضی برای پیش بینی خشکسالی هیدرولوژیک در مناطق خشک مرکزی ایران. دومین کنفرانس منطقه ای تغییر اقلیم. مرکز هواشناسی ایران.

6) ARIDE, 2002. Assessment of regional impact of droughts in Europe. European Community Framework Program for Research and Technical Development, Environment and Climate Work Program. Final Report.

- 32) Serra ,C., Burgueno, A. 2006. Trends in dry spells across Catalonia (NE Spain) during the second half of the 20th century. *Theor. Appl. Climatol* 85: 165–183.
- 33) Serrano ,S. M, and Portugues, S. B .2003. Estimating extreme dry-spell risk in the Middle Ebro valley (Northeastern Spain): A comparative analysis of partial duration series with a general pareto distribution and annual maximum series with a Gumbel distribution. *Int. J. Clim.* 23: 1103-1118.
- 34) Smith, K.2000. Environmental hazards, assessment risk and reduction disasters, Routledge, London.
- 35) Stedinger, J, R., Vogel, R. M., and Foufoula – Georgiou, E. 1993. Frequency analysis of extreme events: D. R. Maidment (Ed.), *Hand Book of Hydrology*, McGraw Hill, New York, NY, pp. 18.1-18.66.
- 36) Su, D. B., Jiang ,T., and Jin W. B. 2006. Recent trends in observed temperature and precipitation extremes in the Yangtze River basin, China. *Theor. Appl. Climatol*, 83: 139-151.
- 37) Thompson, S. A. 1999. *Hydrology for water management*, A. A. Balkema, Rotterdam.
- 38) Vogel, R. M.,and Fennessey, N. M. 1993. L-moment diagram should replace product moment diagram. *Water Res. Res.*, 29: 1745-1752.
- 39) Vogel, R. M., and Kroll, C, N. 1992. Regional geohydrologic-genorphil relationships for the estimation of low statistic. *Water Res. Res.*, 28: 2451-2458.
- 40) Wilhite, D. A., and Glantz, M. H. 1985. Understanding the drought phenomenon: the role of definitions. *Water International* 10: 111-120.
- 41) Yevjevich, V. M.,and Cunha, L. D. 1975. *Coping with droughts*, Water Resources Publications, Michigan.
- 42) Zarrin, H. 2005. Investigation of low flows in Karkhe and Karoun River basins to estimate the discharge M.Sc. Thesis, Tarbiat Modarres University, 108 p.
- 19) Hosking ,J ,R, M.,and Wallis J. R. 1993. Some statistical useful in regional frequency analysis. *Water Res. Res.*:271-281.
- 20) Jones P. 1995. The instrumental record: its accuracy and use in attemots to identify the CO2 signals. In: Von Storch, H., &Navarra, A. (Eds), *Analysis of Climate Variability. Applications of Statistical Techniques*, pp. 54-75. Berlin: Springer. 334p.
- 21) Keyantash , J., and Dracup ,J. A. 2002. The quantification of drought: An evaluation of drought indices. *American Meteorological Society*, 83(8): 1167-1180.
- 22) Lana, X. and Burgueno, A. 1998 . Daily dry-wet behavior in Catalonia (NE Spain) from the view point of markov chains. *Int. J. Clim.* 18: 793-815.
- 23) Lazaro, R., Rodrigo, F. S, Gutierrez, L., Domingo F. , Puigdefabregas. J. 2001. Analysis of a 30-year rainfall record (1967-1997) in semi-arid SE Spain for implications on vegetation. *Journal of Arid Environments* 48:373-395.
- 24) Lognathan , G. V, Kuo, C .Y., and Mc Cormic, T. C .1985. Frequency analysis of flow flows. *Nordic Hydrology* 16:105-128.
- 25) Mainguet , M. 1999. *Aridity, drought and human development* Springer, Berlin.
- 26) Palmer, W.C. 1965. *Meteorological drought*. U.S.Department of commerce. , Research p no.45
- 27) Salas, J D.1993. "Analysis and modeling of hydrologic time series" In: D. R. Maidment (Ed) *Handbook of Hydrology*, 19.1-19.72, McGraw Hill, New York.
- 28) Mckee, T. B , Doesken, N J.,and Kleist J. 1993. Drought monitoring with multiple timescales. Preprints, Eighth Conf. on Applied Climatology, Anaheim, CA, Amer. Meteor. Soc 179-184.
- 29) Noilis F. 1986. Dry spells in the alpine country Austria. *J. Hydrol.* 88: 235-251.
- 30) Rao ,A. R.,and Hamed, K. H. 1997. Regional frequency analysis of Wabash river flood data by L-moments. *Journal of Hydrologic Engineering* 2 : 169-179.
- 31) Roohani , H. 2000. Flood frequency analysis in arids and semi-arid hybrid method (Case study: Khorasan province), M.Sc. thesis, University Tehran. 98 p.

