

## پیش‌بینی استوکستیکی احتمالات وقوع خشکسالی (مطالعه موردی: شمال غرب ایران)

مجید منتصری<sup>۱\*</sup> و بابک امیرعطایی<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی دانشگاه ارومیه

<sup>۲</sup> کارشناس ارشد سازه‌های آبی، دانشکده کشاورزی دانشگاه ارومیه

### چکیده

توابع توزیع عمومی (Generalized distribution functions) برای پیش‌بینی احتمالاتی خصوصیات مختلف خشکسالی در شمال غرب ایران با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو، تئوری ران و شاخص بارش استاندارد (SPI) توسعه داده شده‌اند. چنین هدفی صرفاً بر اساس داده‌های تاریخی یا ثبت شده بارندگی کاملاً غیر ممکن به نظر می‌رسد، چرا که داده‌های تاریخی، بدون در نظر گرفتن طول دوره آماری آن‌ها، تنها یک سری یا نمونه‌ای از هزاران سری ممکن جامعه آماری داده‌ها محسوب می‌شوند. بنابر این، یک روش استوکستیکی به طور وسیع برای تولید ۱۰۰۰ سری زمانی بارندگی در دوازده ایستگاه سینوپتیک در شمال غرب ایران استفاده شده است. داده‌های مصنوعی تولید شده، به عنوان پایه‌ای برای پیش‌بینی خشکسالی جهت مشخص کردن مجموعه‌ای از ویژگی‌های خشکسالی ممکن از قبیل مدت، شدت، بزرگی و فواصل بین دو خشکسالی متوالی، به کار گرفته شده و توزیع احتمالی ویژگی‌های مختلف خشکسالی بر اساس شاخص SPI و ماتریس احتمال انتقال رخداد‌های خشکسالی توسعه یافته است. نتایج نشان داد که انتظار خشکسالی‌هایی با تداوم پنج سال یا بیشتر در منطقه مطالعاتی تقریباً نزدیک به صفر بوده است. همچنین بررسی همگرایی خشکی سالیانه با ماه‌های مختلف سال نشان داد که ماه‌های پر باران سال نقش اصلی در تعیین موقعیت خشکی سال ایفا نموده و بقیه ماه‌های سال که به عنوان ماه‌های کم‌باران مطرح هستند، تقریباً نقش بسیار ناچیزی دارند. همچنین نتایج مطالعه مؤید محدودیت اساسی داده‌های تاریخی در مطالعات پیش‌بینی خشکسالی و ضرورت به کارگیری روش مونت کارلو برای استنتاج‌های دقیق و واقعی از پدیده خشکسالی هستند.

**واژگان کلیدی:** خشکسالی، روش مونت کارلو، ماتریس احتمال انتقال، شاخص بارش استاندارد.

### ۱- مقدمه

و برآورد احتمالات وقوع آن فراهم شده و این اطلاعات برای مدیریت، برنامه‌ریزی و استفاده از طرح‌های توسعه منابع آب برای محیط زیست و انسان، از اهمیت زیادی برخوردار هستند [۴]. طبقه‌بندی‌های مختلفی از شاخص‌های خشکسالی توسط محققین صورت پذیرفته که به طور عمده می‌توان در سه گروه اصلی هواشناسی، هیدرولوژی و کشاورزی تقسیم کرد [۵]. این میان شاخص بارش استاندارد به عنوان مناسب‌ترین شاخص هواشناسی جهت تجزیه و تحلیل خصوصیات احتمالاتی پدیده خشکسالی به دلیل خصوصیات ذاتی و تئوریک، مستقل از زمان، سادگی محاسبات، استفاده تنها از داده‌های بارندگی، قابلیت محاسبه برای هر مقیاس زمانی دلخواه و استاندارد بودن آن، شناخته شده است [۲، ۶-۱۲]. امیرعطایی و همکاران در سال ۱۳۹۲ عملکرد هفت شاخص رایج خشکسالی را در منطقه شمال غرب کشور با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو مورد ارزیابی قرار دادند و نتایج حاصل نشان از برتری و ارجحیت تئوریک و ذاتی شاخص SPI در تحلیل و پیش‌بینی خشکسالی دارند.

خشکسالی یک پدیده دوره‌ای طبیعی همراه با کمبود منابع آب در دسترس در یک منطقه جغرافیایی بزرگ و گسترش آن در طول یک مدت قابل توجهی از زمان می‌باشد [۱]. اثرات خشکسالی اغلب به آرامی و در طی یک دوره قابل توجهی از زمان اتفاق می‌افتد، که این زمان ممکن است چندین سال به طول انجامد. بنابر این بسیاری از محققین پدیده خشکسالی را یک پدیده خزنده مطرح می‌کنند [۲]. در سال‌های اخیر خشکسالی بارها رخ داده و تأثیرات آن با افزایش تقاضای آب و تغییرات آب و هوایی زبان بارتر شده است. لذا پدیده خشکسالی توجه بسیاری از محققین و متخصصین آب را به خود جلب کرده است [۳].

ویژگی‌های خشکسالی بر اساس شاخص‌های خشکسالی بیان می‌شوند. بر اساس این شاخص‌ها که به عنوان ابزاری برای شناسایی، پیش‌بینی و ارزیابی پدیده خشکسالی توسعه یافته‌اند، امکان تجزیه و تحلیل احتمالاتی خصوصیات مختلف خشکسالی

خشکسالی، تعیین ماتریس احتمال انتقال و حالت احتمال پایدار بر اساس کلیه طبقات کلاس‌بندی شاخص SPI (۱۲ ماهه ثابت) و در نهایت، بررسی تأثیر ماه‌های مختلف بر خشکی سالیانه بر اساس شاخص SPI یک ماهه.

## ۲- مواد و روش‌ها

### ۲-۱- منطقه مورد مطالعه و داده‌ها

در این تحقیق، بخش وسیعی از شمال غرب ایران به عنوان منطقه مطالعاتی در نظر گرفته شده و دوازده ایستگاه سینوپتیک در آن با دوره آماری ۵۰ ساله (۲۰۱۰-۱۹۶۱) به عنوان ایستگاه-های مبنا انتخاب شده است. موقعیت ایستگاه‌های مبنا در محدوده مطالعاتی به همراه پارامترهای آماری میانگین ( $\bar{P}$ )، ضریب تغییرات (CV)، ضریب چولگی (g) و خود همبستگی با تأخیر یک ساله ( $\rho$ ) بارندگی‌های سالیانه ایستگاه‌ها در شکل (۱) نشان داده شده است.

تمامی ایستگاه‌های مبنا به استثنای ایستگاه بندرانزلی به عنوان ایستگاه معرف اقلیم مرطوب، در اقلیم نیمه‌خشک قرار داشته و متوسط و ضریب تغییرات بارندگی سالیانه آن‌ها به ترتیب در محدوده ۵۰۳-۲۳۵ میلی‌متر و ۳۰-۲۴ درصد می‌باشد (شکل (۱)) [۱۹].

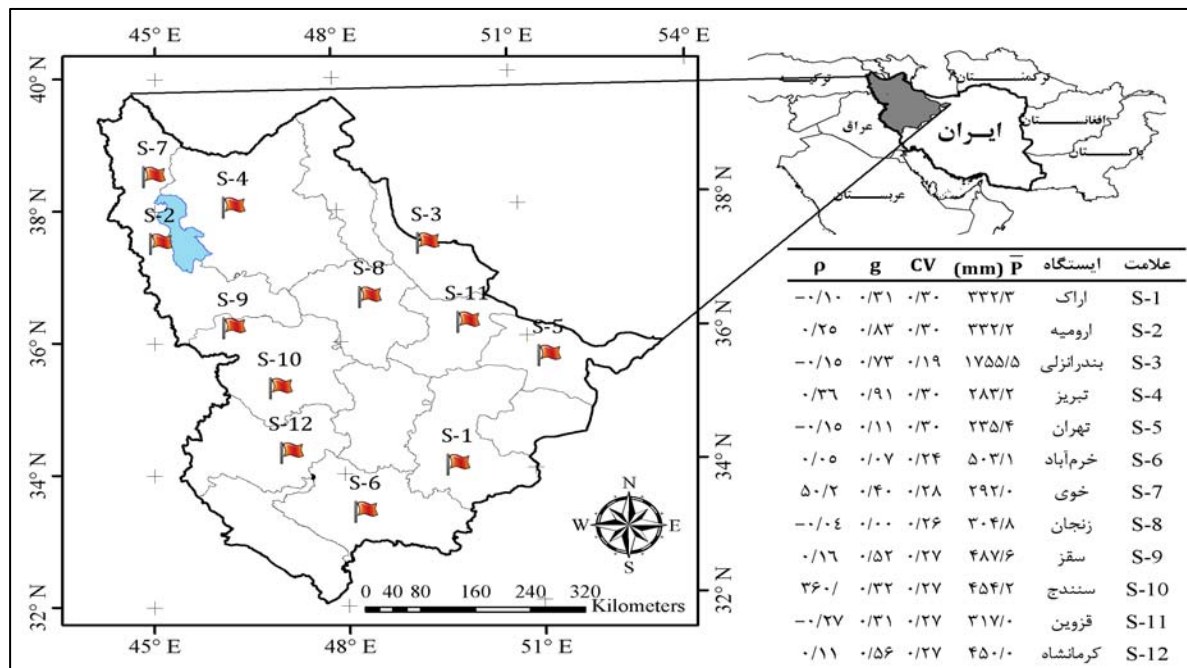
داده‌های بارندگی ایستگاه‌های مبنا قبل از استفاده در این تحقیق مورد بررسی و آزمون‌های اولیه لازم همگنی، تصادفی بودن و ایستایی قرار گرفته و درستی و صحت آن‌ها تأیید گردیده است [۶، ۲۰-۲۳]. همچنین انتخاب توزیع آماری داده‌ها در شبیه‌سازی استوکاستیک به عنوان اولین قدم اصلی محسوب گردیده، لذا بر اساس آزمون نکویی برازش PPCC<sup>۲</sup> توزیع‌های احتمالی مختلف مورد آزمون قرار گرفته و توزیع پیرسون تیپ سوم به عنوان توزیع احتمالی برتر تعیین شده است [۶، ۲۴].

در سال‌های اخیر مطالعات متعددی برای تحلیل فراوانی خصوصیات مختلف خشکسالی صورت گرفته است [۱۳-۱۷]. در Salas و Fernandez سال ۱۹۹۹ [۱۳-۱۴]، دوره‌های بازگشت پدیده خشکسالی و ریسک شکست سازه‌های هیدرولیکی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها همچنین معادلاتی برای محاسبه دوره-های برگشت پدیده خشکسالی ارائه نمودند.

Salas و Chung [۱۵] در سال ۲۰۰۰، بر اساس مدل DARMA<sup>۱</sup> و مفهوم تئوری ران به بررسی احتمالات وقوع خشکسالی، دوره‌های برگشت و ریسک پدیده خشکسالی به ازای داده‌های سالیانه جریان رودخانه در دو منطقه از کلرادو و شمال غرب آفریقا پرداختند. در مطالعه دیگر، میسرا و همکاران در سال ۲۰۰۹ با استفاده از تئوری ران و شاخص SPI بر پایه مقیاس‌های زمانی مختلف (۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۲۴ ماهه)، روش مونت‌کارلو را برای بررسی توابع چگالی و توزیع خصوصیات خشکسالی و ماتریس احتمال انتقال خشکسالی، برای منطقه‌ای در هند به کار بردند. این مطالعه بر اساس آمار بارندگی ماهیانه ۲۰۰۰ ساله تولید شده با استفاده از فرآیند مارکف مرتبه اول بوده و ایشان به این نتیجه رسیدند که مقیاس‌های زمانی مختلف تأثیر مهمی بر روی خصوصیات احتمالاتی خشکسالی دارد.

اما مدل مارکف مرتبه اول تنها همبستگی بین دو ماه متوالی را حفظ کرده و نمی‌تواند ساختار همبستگی بارندگی مابین ماه-های مختلف سال و همچنین خصوصیات بارندگی سالیانه را که از اهمیت زیادی در پایش خشکسالی در مقیاس زمانی مختلف (۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۲۴ ماهه) برخوردار است، حفظ یا دوباره تولید کند [۱۸]. بنابر این تحلیل رفتار و خصوصیات خشکسالی در مقیاس‌های توأم کوتاه مدت و بلند مدت نیازمند استفاده از مدل‌های پیشرفته استوکستیک مانند مدل توزیعی والنسیا-شاکا بوده که توان حفظ پارامترهای داده‌های بارندگی در دو سطح سالیانه و ماهیانه دارند، می‌باشد.

هدف از این مطالعه توسعه توابع توزیع احتمالاتی خصوصیات مختلف خشکسالی جهت بررسی و پیش‌بینی با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو می‌باشد. به طور جزئی‌تر اهداف اصلی این مطالعه عبارتند از: تحلیل درست و واقعی خصوصیات خشکسالی با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو در مقایسه با داده‌های تاریخی در پایش خشکسالی، تعیین توابع توزیع خصوصیات خشکسالی از جمله شدت، مدت و فواصل بین دو خشکسالی، توسعه تابع توزیع احتمال توأم بزرگی-مدت



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های مبنا در منطقه مطالعاتی

خشکسالی هنگامی اتفاق می‌افتد که مقدار  $SPI_i$  (رابطه (۱)) به طور مستمر منفی و به کمتر از ۱- برسد و هنگامی پایان می‌یابد که مقدار  $SPI_i$  مثبت شود. در این روش بازای مقدار  $SPI_i$  کلاس خشکسالی و ترسالی گام زمانی  $i$  مطابق جدول (۱) طبقه‌بندی می‌شود.

جدول ۱- طبقه‌بندی خشکسالی بر اساس شاخص  $SPI$ 

SPI	طبقه خشکسالی	شاخص کمی
بیشتر از +۲	ترسالی شدید	+۳
+۱/۹۹ تا +۱/۵	ترسالی متوسط	+۲
+۱ تا +۱/۴۹	ترسالی ضعیف	+۱
+۰/۹۹ تا +۰/۹۹	نرمال	۰
-۱ تا -۱/۴۹	خشکسالی ضعیف	-۱
-۱/۹۹ تا -۱/۵	خشکسالی متوسط	-۲
کمتر از -۲	خشکسالی شدید	-۳

### ۲-۳- تئوری ران<sup>۲</sup>

یوچیچ در سال ۱۹۶۷ پیشنهاد استفاده از تئوری ران را برای تعریف ویژگی‌های هیدرولوژیکی طبق شکل (۲) ارائه نمود. تئوری ران پیمایش سری زمانی و قسمتی از آن است که در آن مقادیر خشکسالی در زیر یا بالای سطح آستانه مشخص قرار می-

### ۲-۲- شاخص بارش استاندارد ( $SPI$ )

شاخص بارش استاندارد ( $SPI$ ) با هدف تعیین و پایش خشکسالی توسط متوسط مک‌کی و همکاران در سال ۱۹۹۳ توسعه یافته است.

بسیاری از محققین به انعطاف پذیری شاخص  $SPI$  و توانایی آن در تحلیل جنبه‌های مختلف خشکسالی اذعان داشته‌اند [۶، ۸]. شاخص  $SPI$  قادر به تعیین خشکسالی و ترسالی در یک مقیاس زمانی خاص برای هر مکان با دارا بودن داده‌های بارندگی می‌باشد [۱۷]. در این روش، ابتدا توزیع آماری مناسب بر آمار بلندمدت بارندگی‌ها برازش داده شده، سپس تابع جمععی با استفاده از احتمالات مساوی به توزیع نرمال تبدیل می‌گردد [۷، ۲۵، ۲۶]. مقادیر این شاخص از رابطه (۱) برآورد شد:

$$SPI_i = \frac{p_i - \bar{p}}{s} \quad (1)$$

که در آن  $SPI_i$  و  $P_i$  به ترتیب آماره شاخص و بارندگی در گام زمانی  $i$ ، میانگین بارندگی و  $s$  انحراف معیار بارندگی است.

مقادیر مثبت  $SPI$  نشان‌دهنده بارندگی بیشتر از بارش متوسط و مقادیر منفی آن معنای عکس را دارد. طبق این روش

$$P(X_{t+1} = a_j | X_t = a_i, X_{t-1} = a_k, \dots, X_0 = a_q) \quad (2)$$

$$= P(X_{t+1} = a_j | X_t = a_i)$$

در رابطه اخیر،  $p$  احتمال وقوع متغیر حالت مورد انتظار  $x_{t+1}$  به شرط وقوع متغیر حالت مورد انتظار  $x_t$  در گام‌های زمانی  $t$  و  $t+1$  بوده و  $a_i$  و  $a_j$  مقادیر حالات معین مورد نظر  $i$  و  $j$  می‌باشند. وابستگی متغیرهای تصادفی به زمان در سری‌های زمانی از طریق ضریب خود همبستگی و یا ماتریس‌های احتمال انتقال بیان می‌شوند. ماتریس احتمال انتقال، ماتریس مربعی است که بسته به تعداد حالت‌های آن، تعداد  $n$  ترکیب ممکن از احتمال انتقال از حالتی به حالت دیگر را دربر می‌گیرد. مدل زنجیره مارکف بر اساس تعداد حالت‌ها و احتمال‌های انتقال از حالت  $i$  به حالت  $j$  ( $P_{ij}$ ) شناخته می‌شود. اگر تعداد حالات،  $m$  در نظر گرفته شود، ماتریس احتمال انتقال آن به صورت  $m \times m$  تعریف می‌گردد و می‌توان ماتریس احتمال انتقال را به صورت زیر نوشت:

$$P = [P_{ij}] = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (3)$$

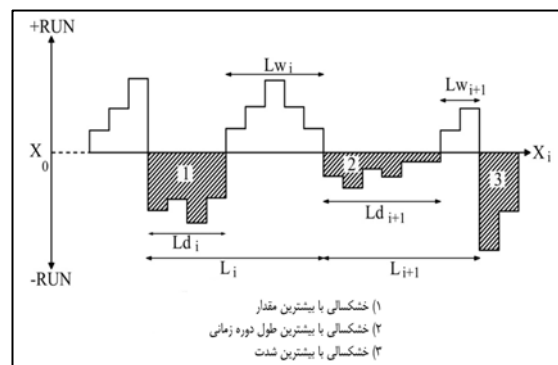
احتمال انتقال بیانگر احتمال قرار گرفتن سیستم در یکی از حالت‌های ممکن در گام زمانی آینده می‌باشد. در صورتی که بتوان این ماتریس را به تعادل رسانید، یعنی احتمال انتقال از همه حالت‌ها به یک حالت خاص را به عددی ثابت میل داد، می‌توان به کمک این احتمالات تعادلی، وضعیت آبی را در دراز مدت پیش‌بینی نمود. به ماتریس حاصل که مقادیر تمام سطرهای آن برابر می‌باشد، ماتریس احتمال ایستاً گفته می‌شود [۲۹، ۳۰].

## ۲-۵- شبیه‌سازی مونت‌کارلو

روش مونت کارلو به عنوان یکی از ابزارهای بسیار پیشرفته و قوی در تحلیل سیستم‌های آبی از جمله پایش خشکسالی مطرح بوده که امکان تحلیل با تعداد سری زیادی از داده‌های مصنوعی و جانشین که رخداد آن‌ها در سال‌های آتی محتمل است، را فراهم می‌کند. با به کارگیری چنین تعداد سری داده‌های مصنوعی مثلاً ۱۰۰۰ سری در پایش خشکسالی، ویژگی‌های مختلف خشکسالی از جمله مدت، بزرگی و شدت به طور دقیق و واقعی‌تری تعیین می‌گردد [۳۲، ۳۴].

گیرد [۱۷]. بر اساس شکل (۲)، پنج پارامتر اصلی خشکسالی به صورت زیر تعریف می‌گردد [۲۷، ۲۸]:

- (۱) مدت خشکسالی<sup>۱</sup> ( $Ldi$ ): مدت زمان بین شروع و پایان پدیده خشکسالی می‌باشد.
- (۲) بزرگی خشکسالی<sup>۲</sup> ( $Sdi$ ): بزرگی خشکسالی برابر با مجموع مقدار یا طبقه خشکسالی است که در یک دوره پیوسته زیر سطح بحرانی قرار دارند؛
- (۳) شدت خشکسالی<sup>۳</sup> ( $Idi$ ): متوسط مقدار یا طبقه خشکسالی است که در یک دوره پیوسته زیر سطح بحرانی قرار دارند. شدت خشکسالی از تقسیم بزرگی خشکسالی بر مدت زمان آن به دست می‌آید.
- (۴) طول دوره ترسالی<sup>۴</sup> ( $Lwi$ ): مدت زمان بین شروع و پایان دوره ترسالی می‌باشد.
- (۵) فاصله بین دو دوره خشکسالی پیوسته<sup>۵</sup> ( $Li$ ): فاصله زمانی بین شروع دو خشکسالی پیوسته می‌باشد.



شکل ۲- نمودار شماتیک خصوصیات خشکسالی با استفاده از تئوری ران با سطح آستانه  $X_0$

## ۲-۴- مدل زنجیره مارکف و روش ماتریس احتمال

مدل‌های زنجیره مارکف از جمله فرآیندهای تصادفی هستند که در شبیه‌سازی سری‌های زمانی گسسته کاربردهای گسترده‌ای دارند. زنجیره مارکف مرتبه اول عبارت است از یک سری زمانی گسسته، که در آن، رفتار سری در گام زمانی آینده تنها به زمان حال بستگی دارد (نه به گام‌های زمانی گذشته).

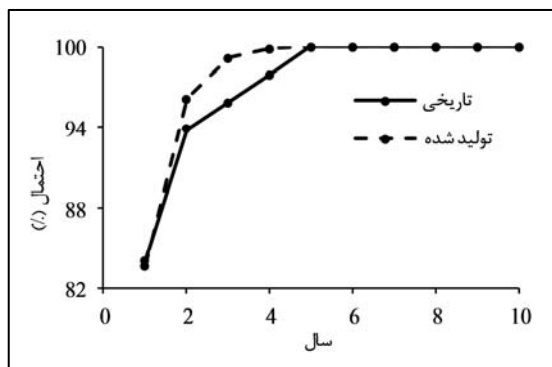
- 1- Drought duration
- 2- Drought severity
- 3- Drought intensity
- 4- Wet duration
- 5- Drought interarrival time

بر اساس مراحل فوق، بسته نرم افزاری SDSM توسعه یافته و بعد از تست‌های لازم برای این تحقیق استفاده شده است.

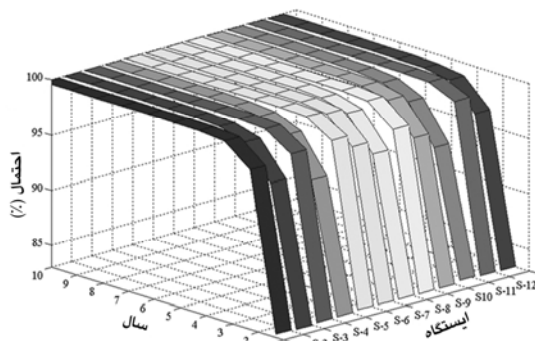
### ۳- نتایج و بحث

#### ۳-۱- احتمال عدم وقوع خشکسالی

احتمال عدم وقوع خشکسالی  $P(Ld_i \leq ld)$  متغیر مدت خشکسالی متوالی مورد انتظار،  $ld$ : مدت خشکسالی متوالی مورد نظر) با استفاده از داده‌های تاریخی و تولید شده در شکل-های (۳) و (۴) به ترتیب برای ایستگاه ارومیه و کلیه ایستگاه‌ها (نتایج داده‌های تولیدی) ارائه شده است. شکل (۳) نشان می‌دهد که مقادیر احتمالات مورد انتظار  $P(Ld_i \leq ld)$  حاصل از داده‌های تاریخی دارای انحراف قابل توجه نسبت به نتایج داده‌های تولیدی در ایستگاه بوده و این رفتار به طور نامنظم یا بدون تبعیت از الگوی مشخصی، برای سایر ایستگاه‌ها نیز حاصل شده است. ضمناً نتایج داده‌های تاریخی برای سایر خصوصیات پدیده خشکسالی (مانند تابع چگالی احتمال در شکل (۵)) نیز دارای رفتار و عملکرد مشابه بوده‌اند.



شکل ۳- احتمال عدم خشکسالی در ایستگاه ارومیه

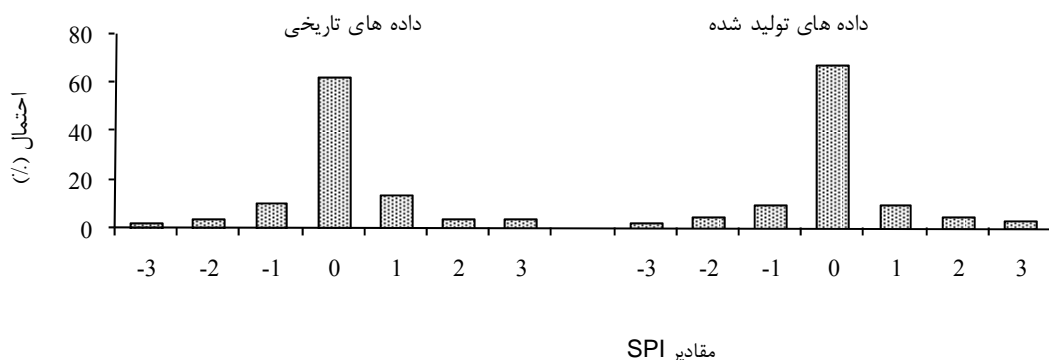


شکل ۴- احتمال عدم خشکسالی در کلیه ایستگاه‌ها

پدیده خشکسالی دارای اثرات هم‌زمان درون‌سالی (ماه‌بانه و فصلی) و برون‌سالی (سالانه) بوده و ارزیابی اثرات متقابل آن‌ها دارای اهمیت بالایی بوده که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است [۶]. بدین منظور لازم است که بررسی و تحلیل خشکسالی و تعیین خصوصیات مختلف آن در دو سطح ماه‌بانه یا فصلی و سالانه انجام پذیرد. بنابر این برای چنین مطالعه‌ای استفاده از یک مدل استوکاستیک تولید داده بارندگی که توانایی حفظ مشخصات آماری در دو سطح ماه‌بانه یا فصلی و سالانه را دارد، ضروری خواهد بود. در این مطالعه برای تولید داده‌های بارندگی در ایستگاه‌های مبنا از مدل توزیعی والنسیا-شاکی<sup>۱</sup> استفاده شده است. مدل مذکور به عنوان بهترین مدل تولید داده ماه‌بانه و سالانه بوده [۳۴] و خصوصیات آماری داده‌های تاریخی را در دو سطح ماه‌بانه و سالانه بخوبی حفظ یا دوباره تولید می‌کند [۳۴-۳۷]. در مدل توزیعی والنسیا-شاکی، ابتدا داده‌های سالانه با یک مدل مناسب مانند AR (1) تولید و سپس داده‌های سالانه تولیدی با استفاده از مدل والنسیا-شاکی در ماه‌های مختلف سال توزیع می‌شوند. در این مطالعه برای تولید داده‌های سالانه از مدل AR (1) استفاده شده است. جزئیات روش‌های AR (1) و والنسیا-شاکی در منبع [۶] قابل دسترس است.

#### ۲-۶- مراحل تحقیق

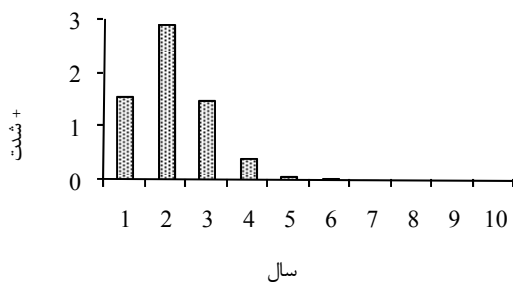
در این مطالعه، ابتدا بعد از جمع آوری داده‌های بارندگی در ایستگاه‌های مبنا، آزمون‌های اولیه داده‌ها برای بررسی همگنی، تصادفی بودن و ایستایی داده‌ها انجام پذیرفته و سپس توزیع احتمالی داده‌های ماه‌بانه و سالانه بارندگی بر اساس آزمون نکویی برازش PPCC تعیین گردیده است. در مرحله بعد، پارامترهای مدل‌های استوکاستیک AR (1) و والنسیا-شاکی بر اساس داده‌های تاریخی انتقال یافته به توزیع نرمال، برآورد شده است. سپس مدل‌های مذکور برای تولید ۱۰۰۰ سری داده‌های بارندگی سالانه و ماه‌بانه در ایستگاه‌های مبنا با طول دوره آماری برابر داده‌های تاریخی مورد استفاده قرار گرفته است. در مرحله بعد، هر کدام از سری داده‌های بارندگی تولیدی در هر ایستگاه برای پیش‌خشکسالی بازای شاخص SPI به کار گرفته شده و در نهایت نتایج حاصل از شبیه‌سازی خشکسالی برای تمام سری داده‌های تولیدی استخراج و خلاصه شده است.



شکل ۵- احتمال دوره‌های مختلف خشکسالی با استفاده از داده‌های تاریخی و تولید شده، بر اساس مقادیر شاخص SPI (۱۲ ماهه ثابت) در ایستگاه ارومیه

### ۳-۲- شدت خشکسالی

بر اساس تئوری ران، شدت خشکسالی از تقسیم بزرگی خشکسالی بر مدت زمانی که پارامتر خشکسالی در زیر سطح آستانه قرار می‌گیرد، به دست می‌آید. شکل‌های (۶) و (۷) شدت خشکسالی را برای دوره‌های ۱، ۲، ۳، ... تا ۱۰ سال به ترتیب برای ایستگاه ارومیه و کلیه ایستگاه‌ها بر اساس مقادیر شاخص SPI نشان می‌دهند (قدر مطلق مقادیر شدت خشکسالی در نمودار استفاده شده است). همان طوری که ملاحظه می‌گردد، شدت خشکسالی یک‌ساله در کلیه ایستگاه‌ها برابر با  $1/59$  (یعنی کلاس خشکسالی متوسط مطابق جدول (۲)) می‌باشد، ولی مقادیر شدت برای دوره تداوم دو ساله به طور قابل توجهی در ایستگاه‌های مختلف، متفاوت می‌باشد. احتمال این امر به دلیل وابستگی و همبستگی بالای شدت خشکسالی با تداوم دو ساله با همبستگی داخلی با تأخیر یک‌ساله داده‌های سالیانه ( $\rho$ ) بوده که با افزایش  $\rho$ ، شدت خشکسالی با تداوم دو ساله نیز افزایش می‌یابد.



شکل ۶- شدت خشکسالی در ایستگاه ارومیه

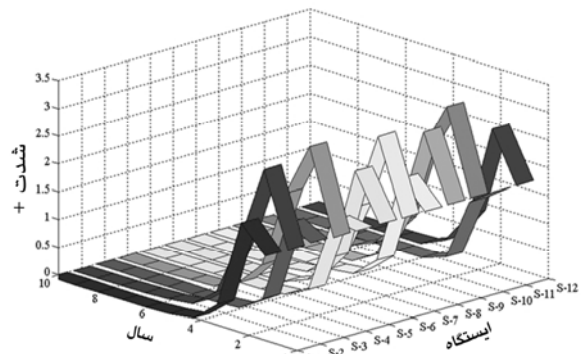
بر اساس شکل‌های (۳) و (۴)، نتایج داده‌های تولیدی، با افزایش طول دوره تداوم خشکسالی ( $Ldi$ )، مقادیر احتمالات عدم وقوع خشکسالی  $P(Ldi \leq ld)$  افزایش می‌یابد. به طوری که برای دوره‌های تداوم خشکسالی بیشتر از پنج سال، این احتمال تقریباً واحد (۱۰۰٪) می‌باشد. احتمال عدم وقوع خشکسالی برای دوره‌های ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ سال در ایستگاه ارومیه به ترتیب برابر با  $0.83/6$ ،  $0.88/8$ ،  $0.96/1$ ،  $0.99/1$  و  $0.99/97$  به دست آمده که به عبارت دیگر، احتمال وقوع خشکسالی در ارومیه و همچنین منطقه مطالعاتی (شکل (۴)) با دوره‌های تداوم خشکسالی بیشتر از پنج سال، تقریباً برابر صفر می‌باشد.

تابع چگالی احتمال خشکسالی ایستگاه ارومیه بر اساس کلاس‌های مختلف شاخص SPI (۱۲ ماهه ثابت) با استفاده از داده‌های تاریخی و تولیدی در شکل (۵) نشان داده شده است. بر اساس شکل مذکور، تابع چگالی احتمال با استفاده از داده‌های تولیدی کاملاً از توزیع نرمال تبعیت نموده، در حالی که این مسئله در مورد تابع چگالی احتمال به دست آمده از داده‌های تاریخی دارای انحراف از توزیع نرمال بوده، به طوری که احتمال ترسالی ضعیف حدود  $1/5$  برابر احتمال خشکسالی ضعیف و همچنین احتمال ترسالی شدید و متوسط معادل هم برآورد شده است. این درحالی است که تطابق کامل تابع چگالی احتمال رخدادهای خشکسالی و ترسالی به عنوان رخداد‌های مورد انتظار از یک پدیده حاصل از فرآیند طبیعی نرمالیزه، از توزیع نرمال مورد انتظار است. به عنوان مثال، احتمال رخداد حالت نرمال به ازای شاخص SPI، مشابه همان تعریف احتمال پارامتر  $Z$  توزیع نرمال استاندارد بوده و بایستی مقادیر آن‌ها با هم معادل و برابر  $0.68$ ٪ باشد (شکل (۵)) برای تابع چگالی احتمال مبتنی بر داده‌های تولیدی.

خاص برای ایستگاه قزوین قابل پیش‌بینی بوده است، زیرا همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله داده‌های سالانه ایستگاه قزوین دارای کمترین مقدار و برابر ۰/۲۷- می‌باشد، یعنی یک رابطه معکوس بالا مابین بارندگی دو سال متوالی یا پشت سر هم برقرار بوده که بیانگر احتمال بالا (۲۷٪) رخداد خشکسالی یک ساله به دنبال ترسالی یک ساله یا برعکس آن است.

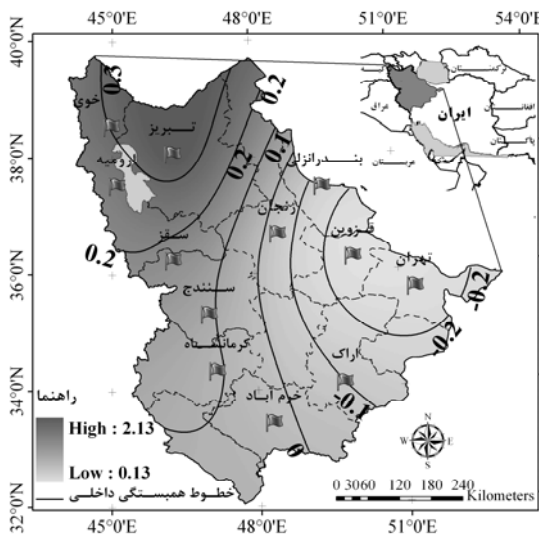
شدت‌های خشکسالی منطقه نیز برای دوره‌های دو و سه ساله همراه با منحنی‌های هم‌رقوم ضرایب همبستگی داخلی با تأخیر یک‌ساله ( $\rho$ ) داده‌های سالیانه در شکل (۸) نشان داده شده است.

منحنی‌های هم‌رقوم همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله ( $\rho$ ) در شکل مذکور نشان از یک روند افزایشی  $\rho$  از شرق به غرب و شمال غرب منطقه مطالعاتی است. روند افزایشی مذکور برای شدت‌های خشکسالی با دوره‌های تداوم دو و سه ساله (Id) کاملاً تکرار گردیده به ترتیبی که همبستگی بسیار بالایی مابین مقادیر  $\rho$  و Id برای دوره‌های دو و سه ساله به ترتیب برابر ۰/۹۳ و ۰/۹۶ حاصل شده است.

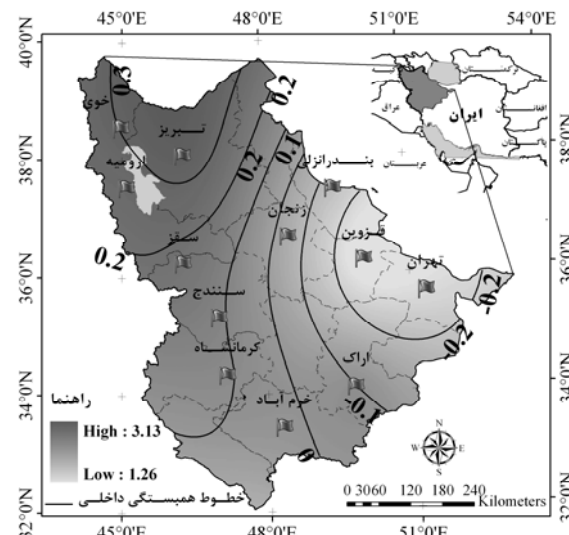


شکل ۷- شدت خشکسالی در کلیه ایستگاه‌ها

بر اساس شکل (۶)، مشاهده می‌گردد که بیشترین شدت در ایستگاه ارومیه مربوط به خشکسالی دو ساله بوده و سپس با افزایش سال‌های تداوم خشکسالی، شدت خشکسالی کاهش می‌یابد و همین روند برای کلیه ایستگاه‌ها به جز ایستگاه قزوین (S-11) مشاهده گردید. در ایستگاه قزوین بیشترین احتمال شدت خشکسالی مربوط به دوره یک ساله است که مقدار آن ۱/۵۹ برآورد گردیده و سپس به ازای افزایش سال‌های تداوم، شدت خشکسالی کاهش می‌یابد. لازم به ذکر می‌باشد که این شرایط



(ب)



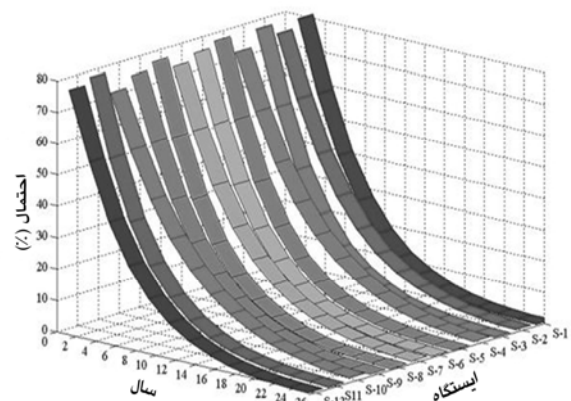
(الف)

شکل ۸- تغییرات شدت خشکسالی در محدوده مطالعاتی برای دوره تداوم خشکسالی: (الف) دو ساله، (ب) سه ساله، همراه با ضرایب همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله داده‌های بارندگی سالیانه تاریخی

### ۳-۳- احتمال فاصله بین دو دوره خشکسالی پیوسته

جهت محاسبه احتمال فاصله بین دو دوره خشکسالی پیوسته در هر ایستگاه، متوسط فاصله بین دو دوره خشکسالی پیوسته برای دوره‌های ۲، ۴، ۶، ... و ۲۶ ساله بر اساس شاخص SPI (۱۲ ماهه ثابت) محاسبه (شکل (۲)) و سپس احتمالات مربوط به آن بدست آمده است. شکل (۹) احتمال فاصله بین دو دوره خشکسالی متوالی را برای ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی، نشان می‌دهد.

مشاهده می‌گردد که تابع احتمالی فاصله بین دو دوره خشکسالی غیرخطی و توانی بوده و احتمال فاصله ۲ ساله بین دو دوره خشکسالی، بیشترین مقدار در کلیه ایستگاه‌ها می‌باشد. مقدار این احتمال با افزایش فاصله مابین خشکسالی‌ها، کاهش می‌یابد، به طوری که، احتمال فاصله بین دو دوره خشکسالی متوالی ۲۰ ساله، تقریباً برابر صفر می‌باشد. نکته قابل توجه دیگر از نتایج حاصل، وابستگی بسیار بالای مقادیر دو ساله مابین خشکسالی‌ها با همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله داده‌ها ( $\rho$ ) بوده، به طوری که ایستگاه قزوین با  $\rho$  برابر  $-0/27$  - یعنی با داشتن احتمال بالاتر رخدادهای خشکسالی، ترسالی و خشکسالی در دوره‌های سه ساله در سری داده‌ها، بیشترین احتمال فاصله دو ساله خشکسالی را برابر  $0/81$  دارد و ایستگاه سنندج با  $\rho$  تقریباً برابر صفر، دارای کمترین احتمال فاصله دو ساله مابین خشکسالی‌ها را برابر  $0/74$  دارد.



شکل ۹- احتمال فاصله بین دو دوره خشکسالی متوالی در ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی

### ۳-۴- احتمال توأم بزرگی-مدت خشکسالی<sup>۱</sup>

دو پارامتر بزرگی و مدت خشکسالی، از پارامترهای تصادفی در طبیعت بوده و دارای همبستگی قابل توجهی نسبت به هم هستند [۲۶]. رابطه بین این دو پارامتر از مهمترین عوامل بررسی ویژگی‌های پدیده خشکسالی می‌باشد. شکل (۱۰) احتمال توأم بزرگی مدت خشکسالی برای کلیه ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی را نشان می‌دهد.

بر اساس شکل مذکور، احتمال توأم یا دو متغیره بزرگی-مدت خشکسالی در تمامی ایستگاه‌ها از تابع نمایی دو متغیره تبعیت کرده و مقدار احتمال خشکسالی‌های مورد انتظار با بزرگی و شدت کمتر، بیشتر بوده و با افزایش بزرگی و مدت خشکسالی مقدار آن با یک روند سریع و به صورت نمایی کاهش پیدا می‌کند. همچنین مجموع مقادیر سطح زیر منحنی احتمال بزرگی-مدت خشکسالی به دست آمده برای ایستگاه‌های محدوده مطالعاتی دارای وابستگی بالایی ( $0/9$ ) با ضریب همبستگی با تأخیر یک ساله داده‌های سالیانه تاریخی ( $\rho$ ) داشته، به طوری که با افزایش  $\rho$ ، مجموع مقادیر سطح زیر منحنی احتمال بزرگی-مدت خشکسالی افزایش می‌یابد.

### ۳-۵- ماتریس احتمال انتقال<sup>۲</sup>

ماتریس احتمال انتقال به عنوان یک ابزار و الگوریتم برای برنامه‌ریزی و مدیریت‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت پدیده خشکسالی و ویژگی‌های احتمالاتی آن به کار می‌رود. به عنوان مثال، با دسترسی به چنین ماتریسی پیش‌بینی شرایط خشکسالی سال آتی به ازای وضعیت سال جاری امکان پذیر شده که کمک قابل توجهی برای تصمیم‌گیری‌های مناسب کاهش اثرات خشکسالی خواهد بود.

ماتریس احتمال انتقال در هفت کلاس مختلف خشکسالی (جدول (۱)) برای ایستگاه ارومیه (S-2) بازای داده‌های تولیدی در جدول (۲) ارائه شده است. همچنین جدول (۳) ماتریس مذکور را در سه کلاس کلی ترسالی (W)، نرمال (N) و خشکسالی (D) به همراه نتایج حاصل از داده‌های تاریخی برای تمامی ایستگاه‌های محدوده مطالعاتی خلاصه نموده است.

نتایج مذکور نشان می‌دهند که احتمال رسیدن به حالت نرمال بعد از تمامی حالت‌های موجود مختلف خشکسالی و ترسالی برای داده‌های تولیدی معادل هم و نزدیک به  $67\%$  برای ایستگاه ارومیه بوده (جدول (۲)) و نتایج کاملاً مشابه برای سایر

1- Joint probabilities of drought duration - severity

2- Transition probability matrix



جدول ۳- ماتریس احتمال انتقال برای سه کلاس مختلف

شاخص SPI بر اساس داده‌های تاریخی و تولید شده

تولید شده			تاریخی			کلاس SPI	
W	N	D	W	N	D		
۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۴۴	۰/۱۹	۰/۱۰۰	D	اراک
۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۴۵	۰/۶۱	۰/۸۰	N	
۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۲۱	W	
۰/۱۰	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۳۸	D	ارومیه
۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۵۴	۰/۶۸	۰/۵۰	N	
۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۱۳	W	
۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/۲۰	۰/۱۳	D	بندر انزلی
۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۷	۱/۰۰	۰/۶۳	۰/۷۵	N	
۰/۱۱	۰/۱۶	۰/۲۳	۰/۰۰	۰/۱۸	۰/۱۳	W	
۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۱۲	۰/۲۵	D	تبریز
۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۴۳	۰/۷۴	۰/۷۵	N	
۰/۲۹	۰/۱۵	۰/۰۷	۰/۲۹	۰/۱۵	۰/۰۰	W	
۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۰۹	۰/۴۳	۰/۱۲	۰/۱۳	D	تهران
۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۶	۰/۵۷	۰/۷۴	۰/۶۳	N	
۰/۱۰	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۲۵	W	
۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۰۰	D	خرم‌آباد
۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۴۳	۰/۷۱	۰/۷۸	N	
۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۲۹	۰/۰۹	۰/۲۲	W	
۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۲۴	۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۳۳	D	خوی
۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۵۶	۰/۶۶	۰/۶۷	N	
۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۳۳	۰/۱۹	۰/۰۰	W	
۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۲۷	۰/۳۰	۰/۳۴	D	زنجان
۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۴۰	۰/۴۰	۰/۴۰	N	
۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۳۳	۰/۳۰	۰/۲۷	W	
۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۱۲	۰/۴۰	D	سقز
۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۳۴	۰/۷۶	۰/۶۰	N	
۰/۲۱	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۳۳	۰/۱۲	۰/۰۰	W	
۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۳۳	D	سنندج
۰/۶۳	۰/۶۹	۰/۶۴	۰/۸۸	۰/۶۹	۰/۶۷	N	
۰/۳۱	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۲۰	۰/۰۰	W	
۰/۲۷	۰/۱۵	۰/۰۷	۰/۴۴	۰/۱۵	۰/۰۰	D	قزوین
۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۶۵	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۸۹	N	
۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۲۵	۰/۱۱	W	
۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۳۰	۰/۱۶	۰/۱۱	D	کرمانشاه
۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۸	۰/۳۰	۰/۶۸	۰/۷۷	N	
۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۳۹	۰/۱۶	۰/۱۱	W	

ایستگاه‌ها نیز حاصل شده است (جدول (۳)). این در حالی است که نتایج حاصل برای داده‌های تاریخی در ایستگاه‌های مختلف منطقه، علاوه بر اختلاف کامل با یکدیگر، دارای تفاوت بسیار زیادی با نتایج حاصل از داده‌های تولیدی هستند (جدول (۳)).

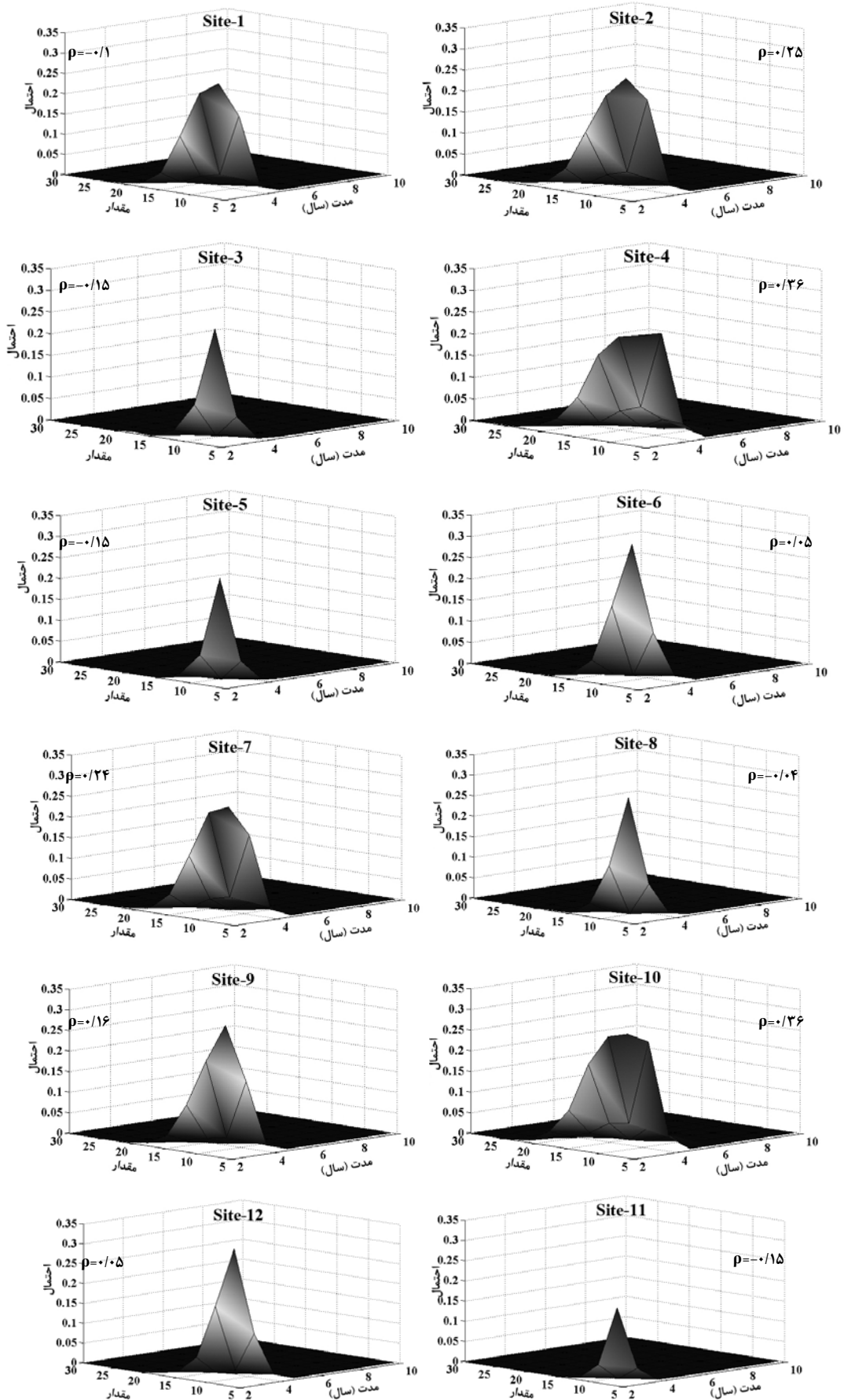
نتایج مذکور به همراه نتایج بند ۳-۱ (احتمال عدم وقوع خشکسالی)، بیانگر وجود تردیدهای جدی برای استناد به نتایج حاصل از داده‌های تاریخی بوده و ضرورت به کارگیری روش مونت کارلو را برای استنتاج‌های دقیق و واقعی از پدیده خشکسالی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

ضمناً بر اساس جدول (۳)، احتمال حالت‌های انتقال مختلف مانند DD (گذر از حالت خشکسالی به خشکسالی)، DW (گذر از حالت خشکسالی به ترسالی)، WD (گذر از حالت ترسالی به خشکسالی) و WW (گذر از حالت ترسالی به ترسالی) برای ایستگاه‌های مختلف محدوده مطالعاتی دارای نتایج متفاوتی بوده که این مسئله به ضریب همبستگی با تأخیر یک ساله داده‌های سالیانه ( $\rho$ ) ایستگاه وابسته می‌باشد و مقادیر ضریب همبستگی مابین  $\rho$  و احتمالات انتقالی شرطی DD، DW، WD و WW بالاتر از ۹۹٪ حاصل شده است.

جدول ۲- ماتریس احتمال انتقال بازای داده‌های تولیدی و هفت

کلاس مختلف شاخص SPI در ایستگاه ارومیه

کلاس SPI	ایستگاه ارومیه							
	حالت پایدار	۳	۲	۱	۰	-۱	-۲	-۳
۳	۰/۰۲۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۸
۲	۰/۰۴۳	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۶
۱	۰/۰۹۹	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۲
۰	۰/۶۷۴	۰/۶۵	۰/۶۶	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۷	۰/۶۸
۱	۰/۰۹۲	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۴
۲	۰/۰۵۱	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۲
۳	۰/۰۲۸	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۰



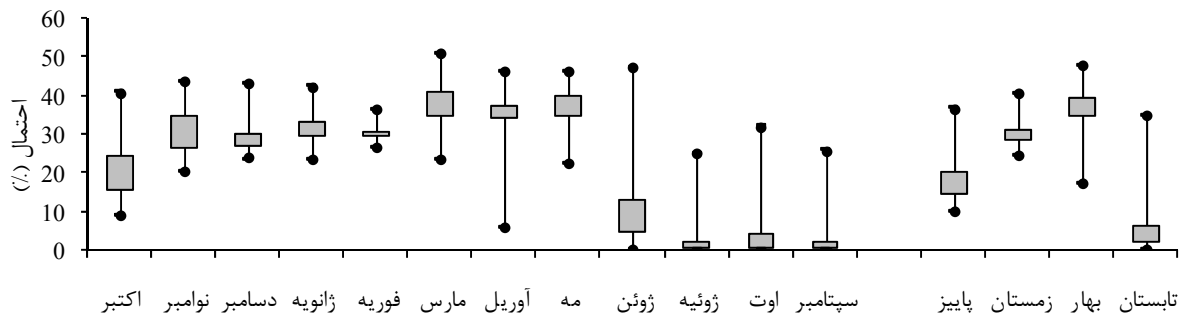
شکل ۱۰- احتمالات توأم بزرگی- مدت خشکسالی در کلیه ایستگاه‌های منطقه

### ۳-۶- هم‌گرایی خشکی سالیانه و ماهیانه

خشکسالی سالیانه متأثر از کمبود بارندگی در ماه‌های مختلف سال می‌باشد. لذا برای بررسی هم‌گرایی خشکی سالیانه و ماهیانه، پیش خشکسالی در ایستگاه‌های محدوده مطالعاتی در دو سطح ماهیانه و سالیانه با استفاده از سری داده‌های تولیدی بازای شاخص خشکسالی SPI یک ماهه انجام پذیرفته است. در مرحله بعد، هم‌زمانی خشکی در ماه‌های مختلف با خشکی سالیانه برای هر سری از ۱۰۰۰ سری داده‌های تولیدی ماهیانه و سالیانه در ایستگاه‌های مختلف تعیین گردیده است. سپس پارامترهای نمودار باکس پلات (یعنی حداکثر، حداقل، محدوده ۲۵ و ۷۵ درصد هم‌زمانی) بر اساس نتایج تمامی ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی برآورد شده است. نمودار باکس پلات (شکل

(۱۱))، هم‌گرایی خشکی سالیانه با ماهیانه و فصلی را برای منطقه مطالعاتی نشان می‌دهد.

شکل مذکور بیانگر نقش اصلی ماه‌های پرباران منطقه، یعنی ماه‌های نوامبر تا مه (آبان تا اردیبهشت) در تعیین موقعیت خشکی سال بوده و بقیه ماه‌ها، ژوئن تا اکتبر (خرداد تا مهر)، که جزء ماه‌های کم‌باران منطقه مطرح می‌باشند، تقریباً نقش بسیار ناچیزی دارند، یعنی قرار گرفتن ماه‌های کم‌باران در حالت خشکی یا مرطوب تقریباً هیچ تأثیری در کلاس خشکی یا مرطوب در سطح سالیانه به ازای شاخص SPI ندارد. در صورتی که خشکی در ماه‌های پر باران می‌تواند به عنوان نشانه‌ای بارز از خشکی در سطح سالیانه باشد.



شکل ۱۱- تأثیر ماه‌ها و فصول مختلف سال بر خشکسالی سالانه در کلیه ایستگاه‌ها بر اساس شاخص SPI یک ماهه

### ۴- نتیجه‌گیری

در این مطالعه، روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو جهت تولید ۱۰۰۰ سری زمانی از داده‌های بارندگی ماهیانه و سالیانه در دوازده ایستگاه سینوپتیک با طول دوره ۵۰ ساله برای تحلیل و پیش‌بینی احتمالات خصوصیات مختلف خشکسالی به ازای شاخص SPI برای منطقه شمال غرب ایران مورد استفاده قرار گرفته است.

روش مونت‌کارلو برای استنتاج‌های دقیق و واقعی از پدیده خشکسالی را مورد تأیید قرار می‌دهد.

۲- احتمالات عدم وقوع خشکسالی با افزایش طول دوره خشکسالی به طور غیر خطی افزایش یافته و مقدار آن برای تداوم بالاتر از پنج سال، تقریباً واحد (۱۰۰٪) بوده، یعنی انتظار خشکسالی‌هایی با تداوم پنج سال یا بیشتر در منطقه مطالعاتی تقریباً نزدیک به صفر است.

۳- تغییرات شدت خشکسالی برای دوره‌های تداوم مختلف از یک رابطه زنگوله‌ای غیر متقارن تبعیت کرده، به این ترتیب که حداکثر مقدار شدت خشکسالی مربوط به دوره‌های تداوم دو ساله در اکثریت ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی است. با این وجود، مقادیر حداکثر شدت خشکسالی در ایستگاه‌های منطقه دارای تفاوت معنی داری نسبت به هم بوده و دارای وابستگی بسیار بالایی با ضریب همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله می‌باشد.

۴- احتمال توأم بزرگی-مدت خشکسالی از تابع نمایی دو متغیره تبعیت کرده و مقدار احتمال خشکسالی‌های مورد انتظار

در این تحقیق بررسی ارجحیت و برتری استفاده از روش مونت‌کارلو در مقایسه با داده‌های تاریخی، تعیین توابع توزیع احتمال مدت، شدت و فواصل بین دو خشکسالی پیوسته، توسعه تابع توزیع احتمال توأم بزرگی-مدت خشکسالی، تعیین ماتریس احتمال انتقال خشکسالی و بررسی تأثیر ماه‌های مختلف بر خشکی سالیانه، به عنوان اهداف اصلی مطالعه مورد نظر قرار گرفته و نتایج حاصل آن را می‌توان به قرار زیر خلاصه نمود:

۱- نتایج مطالعه بیانگر وجود تردیدهای جدی برای استناد به نتایج حاصل از داده‌های تاریخی بوده و ضرورت به کارگیری

- Duration to Time Scales", 8<sup>th</sup> Conference on Applied Climatology, Anaheim, 17-22 January, 1993, pp 179-184.
- [8] Hayes, M. J., Svoboda, M. D., Wilhite, D. A., Vanyarkho, O. V., "Monitoring the 1996 Drought using the Standardized Precipitation Index", Bulletin of the American Meteorological Society, 1999, 80 (3), 429-438.
- [9] Guttman, N. B., "Accepting the Standardized Precipitation Index: a Calculation Algorithm", Journal of the American Water Resources Association, 1999, 35, 311-322.
- [10] Heim, J. R., "A Review of Twentieth-Century Drought Indices used in the United States", Bulletin of the American Meteorological Society, 2002, 83 (8), 1149-1166.
- [11] Zhang, Q., Li, J., Singh, V. P., Bay, Y., "SPI-Based Evaluation of Drought Event in Xinjiang, China", Natural Hazards, 2012, 64 (1), 481-492.
- [12] Du, J., Fang, J., Xu, W., Shi, P., "Analysis of Dry/wet Conditions using the Standardized Precipitation Index and its Potential Usefulness for Drought/Flood Monitoring in Hunan Province, China", Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2012, 27 (2), 377-387.
- [13] Fernandez, B., Salas, J. D., "Return Period and Risk of Hydrologic Events. I: Mathematical Formulation", Journal of Hydrologic Engineering, 1999, 4 (4), 297-307.
- [14] Fernandez, B., Salas, J. D., "Return Period and Risk of Hydrologic Events. II: Applications", Journal of Hydrologic Engineering, 1999, 4 (4), 308-316.
- [15] Chung, C. H., Salas, J. D., "Drought Occurrence Probabilities and Risks of Dependent Hydrologic Processes", Journal of Hydrologic Engineering, 2000, 5 (3), 259-268.
- [16] Kim, T., Vald'es, J. B., Yoo, C., "Nonparametric Approach for Estimating Return Periods of Droughts in Arid Regions", Journal of Hydrologic Engineering, 2003, 8, 237-246.
- [17] Mishra, A. K., Singh, V. P., Desai, V. R., "Drought Characterization: a Probabilistic Approach", Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2009, 23 (1), 41-55.
- [18] Stedinger, J. R., Taylor, M. R., "Synthetic Stream flow Generation, Part 1, Model Duration to Time Scales", 8<sup>th</sup> Conference on Applied Climatology, Anaheim, 17-22 January, 1993, pp 179-184.
- با بزرگی و مدت کمتر، بیشتر بوده و با افزایش بزرگی و مدت خشکسالی مقدار آن با یک روند سریع و به صورت نمایی کاهش پیدا می‌کند. ضمناً مجموع مقادیر سطح زیر منحنی احتمال بزرگی - مدت خشکسالی به دست آمده دارای وابستگی بالایی (۰/۹) با ضریب همبستگی با تأخیر یک ساله داده‌ها بوده و با افزایش مقدار این ضریب، مجموع مقادیر سطح زیر منحنی احتمال بزرگی - مدت خشکسالی افزایش می‌یابد.
- ۵- بر اساس ماتریس احتمال انتقال، احتمال رسیدن به حالت نرمال بعد از تمامی حالت‌های موجود مختلف خشکسالی و ترسالی مستقل از مکان بوده و نزدیک به ۶۷٪ می‌باشد. در صورتی که احتمال انتقال‌های DD، DW، DD و WW تابعی از همبستگی داخلی با تأخیر یک ساله می‌باشد.
- ۶- بررسی همگرایی خشکی سالیانه با ماه‌های مختلف سال نشان داد که ماه‌های پر باران سال یعنی نوامبر تا می (آبان تا اردیبهشت)، نقش اصلی در تعیین موقعیت خشکی سال ایفا نموده و بقیه ماه‌های سال که به عنوان ماه‌های کم‌باران مطرح هستند، تقریباً نقش بسیار ناچیزی دارند.
- ۵- مراجع**
- [1] Rossi, G., "Drought Mitigation Measures: a Comprehensive Framework in: Drought and Drought Mitigation in Europe", Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 2000.
- [2] Wilhite, D. A., "Drought: a Global Assessment", Rutledge Press, London and New York, Volume I, 2000.
- [3] Mishra, A. K., Singh, V. P., "Drought Modeling-a Review", Journal of Hydrology, 2011, 403 (1-2), 157-175.
- [4] Tsakiris, G., Pangalou, D., Vangelis, H., "Regional Drought Assessment Based on the Reconnaissance Drought Index (RDI)", Water Resources Management, 2007, 21 (5), 821-833.
- [5] Vangelis, H., Spiliotis, M., Tsakiris, G., "Drought Severity Assessment Based on Bivariate Probability Analysis", Water Resources Management, 2011, 25, 357-371.
- [۶] امیرعطایی، ب.، منتصری، م.، یاسی، م.، "مقایسه عملکرد ذاتی هفت شاخص خشکسالی رایج در پایش خشکسالی با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو"، نشریه مهندسی عمران و محیط زیست، دانشگاه تبریز، ۱۳۹۲، ۴۳ (۱)، ۲۵-۳۹.
- [7] Mckee, T. B., Doesken, N. Y., Kleist, Y., "The Relationship of Drought Frequency and

- Events", *Water Resources Research*, 1980, 16 (2), 289-296.
- [29] Thompson, S. A., "A Markov and Runs Analysis of Drought in the Central United States", *Physical Geography*, 1990, 11 (3), 191-205.
- [30] Wilks, D. S., "Statistical Methods in the Atmospheric Sciences", Academic Press, San Diego, California, USA, 1995.
- [31] Chow, V. T., Maidment, D. R., Mays, L. W., "Applied Hydrology", McGraw-Hill Book Co. New York, 1988.
- [32] Salas, J. D., "Analysis and Modeling of Hydrologic Time Series", in hand book of hydrology, Edited by Maidment, McGraw-Hill Book Co., New York, 1993.
- [33] Montaseri, M., Adeloeye, A. J., "Effects of Integrated Planning on Capacity-Yield-Performance functions", *Journal of Water Resources Planning and Management*, 2002, 128 (6), 456-461.
- [34] McMahon, T. A., Mein, R. G., "River and Reservoir Yield", *Water Resources Publications*, Littleton, Colorado, 1986.
- [35] McMahon, T. A., Adeloeye A. J., "Water Resources Yield", *Water Resources Publications*, LLC, Colorado, 2005.
- [36] Santos, E. G., Salas, J. D., "Stepwise Disaggregation Scheme for Synthetic Hydrology", *Journal of Hydraulic Engineering*, 1992, 118 (5), 765-784.
- [37] Maidment, M., "Handbook of Hydrology" McGraw-Hill, Inc., New York, 1993.
- [38] Valencia, D., Schaake, J. C., "Disaggregation Processes in Stochastic Hydrology", *Water Resources Research*, 1973, 9 (3), 580-585.
- Verification and Validation". *Water Resources Research*, 1982, 31 (3), 645-654.
- [19] McMahon, T. A., Peel, M. C., Vogel, R. M., Pegram, G. G. S., "Global Streamflows - Part 3: Country and Climate Zone Characteristics", *Journal of Hydrology*, 2007, 347, 272 - 291.
- [20] Adeloeye, A. J., Montaseri, M., "Preliminary Streamflow Data Analyses Prior to Water Resources Planning Study", *Hydrological Sciences Journal*, 2002, 47 (5), 679-692.
- [21] Bars, R. L., "Hydrology: an Introduction to Hydrologic Science", Addison-Wesley Publishing Co., New York, USA, 1990.
- [22] Kendall, M. G., Stuart, A., "The Advanced Theory of Statistics", Charles Griffin & Company, London, 1976.
- [23] McGhee, J. W., "Introductory Statistics", West Publishing Co., New York, USA, 1985.
- [24] Vogel, R. M., Kroll, C. N., "Low flow Frequency Analysis using Probability Plot Correlation Coefficients", *Journal of Water Resources Planning and Management*, 1989, 115 (3), 338-357.
- [25] McKee, T. B., Doesken, N. J., Kleist, J., "Drought Monitoring with Multiple Time Scales", The 9<sup>th</sup> Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society, Boston, 1995, pp 233-236.
- [26] Edwards, D. C., Mckee, T. B., "Characteristics of 20<sup>th</sup> Century Drought in the United State at Multiple Time Scales". *Journal of the Atmospheric Sciences*, 1997, 634, 1-30.
- [27] Yevjevich, V., "An Objective Approach to Definitions and Investigation of Continental Hydrological Droughts", *Hydrology Paper* 23, Colorado State University, Fort Collins, CO, P. 18, 1967.
- [28] Dracup, J. A., Lee, K. S., Paulson, E. G., "On the Statistical Characteristics of Drought

**EXTENDED ABSTRACT**

## **Stochastic Forecasting of Drought Probabilities (Case Study on Northwest of Iran)**

Majid Montaseri \*, Babak Amirataee

*Department of Water Engineering, University of Urmia, Urmia 57153165, Iran*

**Received:** 11 March 2014 ; **Accepted:** 25 August 2014

---

### **Keywords:**

Drought probability, Monte Carlo simulation, SPI Index, Transition probability matrix.

---

### **1. Introduction**

In recent years, droughts have been occurring more frequently, and their impacts are being aggravated by the rise in water demand and the variability in hydro-meteorological variables due to climate change. As a result, probabilities of different characteristics of drought have a great importance in planning and managing water resource systems to cope with the effects of droughts [1]. A lot of researchers have focused to investigate drought frequency analysis, and most of them are based on historical data record or Markov chain model. But the Markov first order model cannot reproduce the observed persistence of annual rainfalls and the correlation structure among rainfalls in different months, although the correlation between any two consecutive months is reproduced. Therefore, both short and long timescale drought behavior investigation must be accomplished using a stochastic procedure such as Valencia-Schaake disaggregation model that is able to reproduce both characteristics of annual rainfalls and all correlations among monthly rainfalls in the same year [2].

### **2. Methodology**

#### *2.1. Study area and data analysis*

In this study, the monthly and annual time series of rainfall of twelve synoptic stations were used as base stations geographically located in the northwest of Iran. The rainfall data series had a 50-year statistical period (1961-2010). First, the rainfall data records were checked using a number of initial statistical tests. Then, the Pearson type III is found the most appropriate distribution of monthly and annual rainfalls at all stations using the PPCC test.

#### *2.2. Stochastic data generation procedure*

In this study, annual and monthly rainfall data are required to investigate drought characteristics at both annual and monthly levels. However, efforts must be made to ensure that annual and within-year statistical characteristics are equally preserved in the generated sequences; hence rather than generating monthly rainfalls directly, annual rainfalls were first generated based on AR (1) model and later disaggregated to monthly rainfalls using the Valencia-Schaake approach. For each of the twelve synoptic stations, 1000 possible sequences of annual and monthly rainfalls were generated. Then, the probabilities of different characteristics of drought, including duration, intensity, interarrival time, transition probability matrix and convergence of annual and monthly drought events were estimated and predicted by using of Standardized Precipitation Index (SPI).

### **3. Results and discussion**

#### *3.1. Probability of non-exceedance drought*

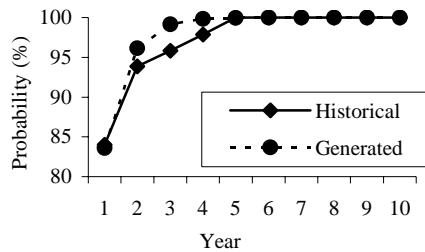
Probability of non-exceedance of various drought durations derived from the generated and historical time series shown in Fig. 1 for Urmia station. Fig. 1 shows that the non-exceedance drought probability increases with increasing drought duration, so that, for drought duration of more than 5-years, it approaches to unity (100%). Also, according to Fig. 1, expected probabilities from historical data have a significant deviation from the generated data

---

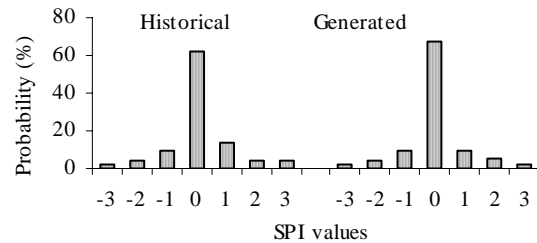
\* Corresponding Author

E-mail addresses: montaseri@hotmail.com (Majid Montaseri), babak.amirataee@gmail.com (Babak Amirataee).

and this irregular behavior has also been obtained for other stations. Fig. 2 compares the probability density function of SPI drought classes between historical and generated data for Urmia station. The figure shows that the probability density function of SPI drought classes according to the generated data adapts more closely to the normal distribution. Considering the drought as a natural phenomenon, it is justified that the longer data series would result in the more fitness of drought probabilities to the normal distribution.



**Fig. 1.** Probability of non-exceedance drought in Urmia station.



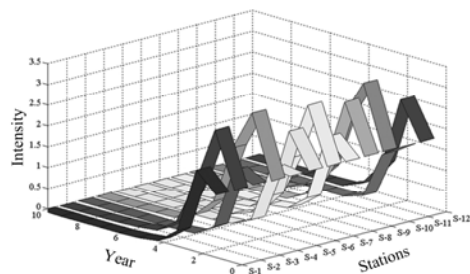
**Fig. 2.** Probability of different drought events according to historical and generated data in Urmia station.

### 3.2. Drought intensity

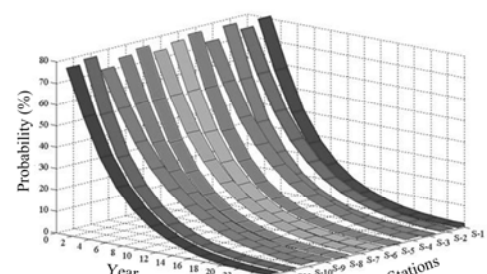
According to RUN theory, drought intensity is determined by dividing deficiency of a drought parameter below the critical level to duration. Fig. 3 show the absolute values of drought intensities for periods of 1-10 year by SPI values for all stations. It is observed that, the 1-year drought intensity values for all sites are very close to 1.59, but these values for the 2-years period are very significantly for different sites. We found that the 2-year drought intensity highly correlates with serial correlation lag-1 of annual data and with increasing the serial correlation lag-1 of annual data, the 2-year drought intensity increases.

### 3.3. Probability of drought interarrival time

Fig. 4 shows the probability of drought interarrival time between any two continuous droughts for all stations. It is observed that the probability function of drought interarrival time is nonlinear and the probability of 2-years interarrival time between two continuous droughts has the maximum value for all sites. This value decreases as the drought interarrival time increases.



**Fig. 3.** Drought intensity for all sites



**Fig. 4.** Probability of drought interarrival time between two continuous droughts

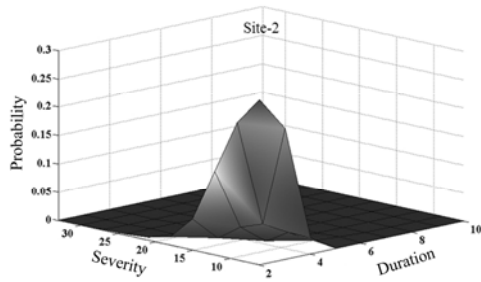
### 3.4. Joint probability of drought duration - severity

Drought duration and severity are both random in nature, and are significantly correlated. The relationship between these two parameters is an important feature of the drought characteristics investigations. Fig. 4 as an example, shows the joint probability distribution of drought duration and severity for Urmia station. According to Fig. 4, joint probabilities distribution of drought duration and severity are follow a bivariate exponential function. Values of expected drought probabilities with less duration and intensity are more and rapidly decrease with increasing duration and intensity.

### 3.5. Transition probability matrix

Transition probabilities can be determined for short and long-term planning, and for the probabilistic characterization of the progression and recession of droughts. Table 1 shows the probability matrix values based on the distinction between generated and historical data in three drought classes for Urmia station (i.e. dry (D), normal (N) and wet (W) periods). It is seen that, probability of “normal” state after all different drought states for generated and historical data are equal and quite similar results have also been obtained for other stations. However, the results

for the historical data for all stations have complete disagreement with each other and very different results from generated data.



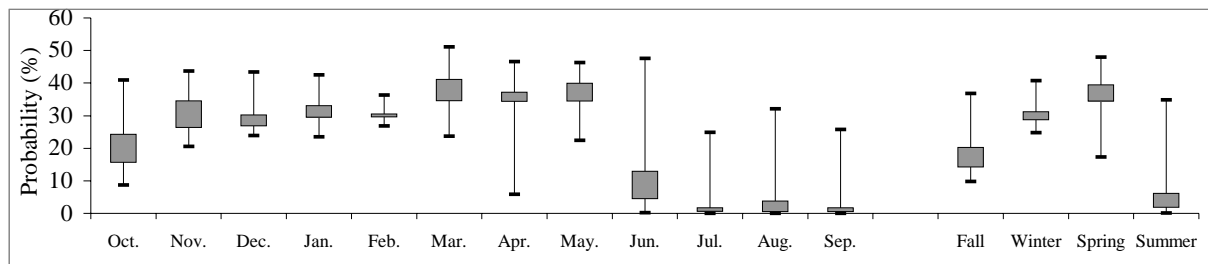
**Fig. 5.** Joint probability distribution of drought Duration-severity for Urmia station

**Table 1.** Transition probability matrix in three classes for generated and historical data

States	Generated			Historical		
	D	N	W	D	N	W
D	0.24	0.16	0.10	0.38	0.09	0.18
N	0.67	0.67	0.66	0.50	0.68	0.54
W	0.10	0.17	0.24	0.13	0.22	0.27

### 3.4. Convergence of annual, season and monthly drought events

Annual drought is generally affected by the deficits of rainfall in the different months. The effect of each month and season on the annual drought is presented in Figure 13 for all sites within the study area. The results indicate that the dryness of the year is mostly affected by the rainy month (wet periods) rather than the dry periods. In other words, rainy months like November to May play a major role in determining drought status and the rest of the months of the year known as low rainfall months are considered as almost to have a negligible role.



**Fig. 6.** Effects of different months and seasons on drought in all sites within the study area.

## 4. Conclusions

- The results suggest that there are serious doubts to cite the results of historical data and using stochastic simulation approach in the more accurate analysis of drought seems necessary and according to the results of historical data in such analyzes would be highly unreliable and with high error.

-Non-exceedance drought probabilities increase with increasing drought duration and its value for more than 5-years drought duration is unity.

-Change in drought intensities follows an urceolate asymmetric relationship, so that, maximum drought intensity is related to 2-year drought in most sites of study area. Nevertheless, significant difference between drought intensities in all sites and has a very high affinity with serial correlation Lag-1.

-Joint probabilities distribution of drought duration and severity are follow a bivariate exponential function and values of expected drought probabilities with less duration and intensity are more and rapidly decrease with increasing duration and intensity.

-According to the transition probability matrix, there is a high chance that a ‘normal’ state would follow an extreme ‘dry’ or ‘wet’ period in the study area and not spatial.

- Results show that rainy month played a major role in determining the drought status and the rest of the months of the year known as low rainfall months are considered as almost to have a negligible role.

## 5. References

- [1] Mishra, A. K., Singh, V. P., Desai, V. R., “Drought characterization: A Probabilistic Approach”, Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2009, 23 (1), 41-55.
- [2] Valencia, D., Schaake, J. C., “Disaggregation Processes in Stochastic Hydrology”, Water Resources Research, 1973, 9 (3), 580-585.