

# واکاوی احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی شهر شیراز با استفاده از مدل زنجیره مارکوف

حسین محمدی<sup>۱</sup>

محمدحسن ماهوتچی<sup>۲</sup>

مهدی خزائی<sup>۳</sup>

اسماعیل عباسی<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت مقاله: ۹۳/۹/۱۸

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۳/۱۲/۱۲

\*\*\*\*\*

## چکیده

تحلیل‌های احتمالی، روش‌هایی مفید برای شناخت و پیش‌بینی پدیده‌هایی نظیر بارش می‌باشند. از جمله‌ی این روش‌ها می‌توان به زنجیره مارکوف اشاره کرد. زنجیره‌ی مارکوف حالت خاصی از مدل‌هایی است که در آنها حالت فعلی یک سیستم به حالت‌های قبلی آن بستگی دارد. با این روش می‌توان احتمال وقوع و دوره‌ی بازگشت پدیده‌های اقلیمی نظیر بارش را محاسبه نمود. از اینرو در پژوهش حاضر با استفاده از آمار بارش روزانه مربوط به ۵۸ سال (۲۰۱۳-۱۹۵۶) ایستگاه همدیدی شیراز، تواتر و تداوم روزهای بارانی در این شهر با به کارگیری مدل زنجیره مارکوف مورد مطالعه قرار گرفت. آمار فوق براساس ماتریس شمارش تغییر حالات رخداد روزهای خشک و تر (روزهای فاقد بارش و روزهای بارش) مرتب شده، سپس ماتریس تغییر وضعیت براساس روش درست‌نمایی بیشینه محاسبه گردید. ماتریس مزبور نیز با توان‌های مکرر، پایا و دوره بازگشت روزانه بارش مورد ارزیابی و تحلیل قرار گرفت. در ادامه دوره‌های بازگشت روزهای بارش ۲ تا ۵ روز و دوره بازگشت روزهای خشک ۱ روز نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس دوره بازگشت تداوم روزهای بارانی ۲ تا ۵ روزه برای دوازده ماه سال نیز محاسبه گردید. نتایج حاصل نشان داد که احتمال وقوع بارش (روزهای تر) در هر روز  $0/1167$  درصد و احتمال عدم وقوع بارش (روزهای خشک)  $0/8833$  درصد می‌باشد. همچنین مشخص شد که بیشترین احتمال وقوع روزهای بارش، طی فصل زمستان بویژه ماه‌های ژانویه و فوریه بوده است. برای نمونه دوره بازگشت ۲ روز بارانی متوالی در ماه ژانویه حدود ۵ روز برآورد گردید. از این رو مشاهده گردید که بارش شیراز از توزیع زمانی ناهمگنی برخوردار است. به عبارت بهتر بارش شیراز یکنواخت نمی‌باشد و متمرکز است.

واژه‌های کلیدی: تواتر و تداوم، روز خشک، روز بارانی، دوره بازگشت، شیراز.

\*\*\*\*\*

۱- استاد دانشکده جغرافیا دانشگاه تهران [hmohammadi@ut.ac.ir](mailto:hmohammadi@ut.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی دانشگاه تهران [mhmahoutchi14@chmail.ir](mailto:mhmahoutchi14@chmail.ir)

۳- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی دانشگاه تهران [m.khzaei14@ut.ac.ir](mailto:m.khzaei14@ut.ac.ir)

۴- دانشجوی دکتری آب و هواشناسی دانشگاه تربیت مدرس [abbasi.esmail@gmail.com](mailto:abbasi.esmail@gmail.com)

## مقدمه

مناسب است (حجازی زاده و شیرخانی، ۱۳۸۴). تعیین ویژگی های خشکسالی و ترسالی در یک منطقه، یکی از نیازهای اساسی برنامه ریزی محیطی و اقتصادی به ویژه برنامه ریزی برای مدیریت منابع آب می باشد (رضیعی و همکاران، ۱۳۸۶). از آن جایی که ایران در اقلیم خشک و نیمه خشک واقع شده است، پیش بینی بلندمدت بارش برای برنامه ریزی و مدیریت منابع آب دارای اهمیت است. تصمیم گیرندگان منابع آب نیاز به پیش بینی های مطمئنی برای تصمیم گیری های مدیریتی دارند (صدقت کردار و فتاحی، ۱۳۸۷). بر اساس مطالب ذکر شده هدف از این پژوهش واکاوی احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر شیراز با استفاده از مدل زنجیره مارکوف می باشد.

با توجه به کاربرد ویژه مدل زنجیره مارکوف تحقیقات مختلفی در دنیا با بهره گیری از این مدل به انجام رسیده است که از آن جمله: در عربستان سعودی تعیین دوره های خشک و تر ماهانه با به کارگیری مدل زنجیره مارکوف نشان داد که طولانی ترین دوره مرطوب عربستان در جنوب شرق این کشور که بلندترین ارتفاعات را نیز دارا می باشد، قرار دارد. با این حال طولانی ترین دوره خشکی در مرکز و شرق عربستان رخ می دهد (باطهیر و الگوهانی، ۱۹۹۷). لانا و بورژنوآ (۱۹۹۸) به منظور مطالعه ای حالت تر و خشک ۳۴ ساله در ایالت کاتالونیا (شمال شرق اسپانیا) از دیدگاه زنجیره مارکوف (با بهره گیری از آزمون کولموگراف - اسمیرنف)، دریافتند که زنجیره مارکوف، برای جنبه های مهم کمی از جمله دوره های تر، خشک و احتمالات ثابت مربوط به مقادیر متفاوت بارش بهتر از توزیع نمایی می باشد. واید و گومز (۱۹۹۹) با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، شبه جزیره اسپانیا را براساس طول روزهای خشک و با توجه به بارش های معادل یا بیشتر از ۱، ۱ و ۱۰ میلی متر به سه ناحیه، تقسیم بندی کردند.

مطالعه ای توفان های تندری روزانه پیش از فصل موسمی

برخی از پدیده های طبیعی و اقلیمی در مشاهدات پیاپی و تحت شرایط مشخص، و به تبع در طول زمان نتایج یکسانی را بروز نمی دهند و ممکن است هر بار چهره ای متفاوت از بقیه ی نموده ها ارائه نمایند. این قبیل پدیده ها و پدیده های مشابه، به فرآیندهای تصادفی موسومند (عساکره، ۱۳۸۷). و آنها را نمی توان به سادگی کنترل یا پیش بینی نمود. پیش بینی، در صورتی امکان پذیر است که اطلاعاتی در مورد گذشته آنها موجود باشد. به طور مثال، پیش بینی مقدار بارندگی ها در صورتی ممکن است که آگاهی از مشخصه های بارندگی گذشته در دست باشد. از جمله ای مدل های پیش بینی، مدل های آماری است که بر ارتباط بین ورودی ها و خروجی ها تأکید دارند (یوسفی و همکاران، ۱۳۸۶). از روش های آماری که امروزه جهت مدل سازی ویژگی های بارشی، زیاد مورد استفاده قرار می گیرد، مدل زنجیره ای مارکوف است. مدل زنجیره ای مارکوف یک روش ریاضی جهت تحلیل پدیده های تصادفی می باشد که تداومی از مشاهدات را در طول زمان نشان می دهد (طالشی، ۱۳۸۴، به نقل از علیچانی، ۱۳۹۰). در روش زنجیره مارکوف یک سری از مشاهدات و تغییر هر کدام از مشاهدات از حالتی به حالت دیگر مورد بررسی قرار می گیرد. زنجیره مارکوف از جمله ای مدل های سری زمانی است که برای پیش بینی احتمالاتی بارندگی، رویدادهای خشکسالی و توصیف ویژگی های تصادفی فرآیندهای تصادفی (متغیرهای هواشناسی و هیدرولوژی) به کار می رود. مدل مذکور را می توان برای پیش بینی شدت دوره های تر و خشک به کار گرفت (رضیعی و همکاران، ۱۳۸۶). از آنجا که سیستم های سینوپتیک مؤثر بر بارندگی و دوره های خشک ممکن است به مدت چند روز بر هر منطقه دوام داشته باشند، از این رو تعیین احتمالات رویدادهای متوالی مانند یک روز تر به دنبال یک روز دیگر و یا یک روز خشک به دنبال یک روز خشک دیگر لازم خواهد بود. مدل احتمالاتی زنجیره مارکوف برای تشریح فراوانی طولانی مدت رفتار دوره های تر و خشک جوئی بسیار

1- Bazuhair & Al-gohani

2- Lana & Burgueno

3- Vide & Gomez

اقتصادی و زیست محیطی خشکسالی در شبیه‌سازی انجام شده فراتر از پیش‌بینی‌های هواشناسی است. تغییر در روند تالاب‌های خشک دشت ین‌چوان کشور چین با استفاده از زنجیره‌ی مارکوف و آزمون<sup>۲</sup> مورد واکاوی قرار گرفت که نتایج شبیه‌سازی شده و نتایج واقعی تالاب‌های منطقه‌ای هماهنگ و موافق با یکدیگر و سپس الگوی توزیع تالاب در دشت مذکور پیش‌بینی گردید (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۱).

در ایران نیز پژوهش‌های زیادی با بهره‌گیری از مدل زنجیره‌ی مارکوف به انجام رسیده است. حقیقت جو و حیدری (۱۳۸۱) در پژوهشی به منظور ارزیابی احتمال خشکسالی و ترسالی منطقه‌ی سیستان با توجه به دبی رودخانه هیرمند با به کارگیری زنجیره مارکوف دریافتند که در درازمدت احتمال وقوع خشکسالی‌ها ۴۷/۵ درصد و احتمال وقوع ترسالی‌ها ۳۵ درصد می‌باشد و در بقیه‌ی مواقع یعنی ۱۷/۵ درصد اوقات جریان متوسط می‌باشد پیش‌بینی احتمال وقوع خشکسالی در استان خراسان نیز با بهره‌گیری از روش زنجیره مارکوف بیانگر این بود که احتمال وقوع خشکسالی در مناطق مرکزی و احتمال وقوع ترسالی در مناطق شمالی و جنوبی بیشتر است (آشگر و همکاران، ۱۳۸۲).

حجازی زاده و شیرخانی (۱۳۸۴) با بهره‌گیری از روش گیبس - ماهر و روش زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول دو حالت، فراوانی دوره‌های خشک، احتمال وقوع این دوره‌ها و سرانجام دوره‌ی بازگشت آن‌ها را در استان خراسان به تصویر کشیدند. بررسی خشکسالی‌های هواشناسی (اقلیمی) در استان سیستان و بلوچستان با استفاده از داده‌های بارندگی ماهانه و به کارگیری روش‌های نمایه خشکسالی SPI و مدل زنجیره مارکوف در مقیاس ۳ ماهه و ۶ ماهه نشان داد که احتمال ماندن در تله‌ی خشکسالی در مقیاس شش ماهه نسبت به سه ماهه افزایش و احتمال تعادل در شرایط نرمال کاهش می‌یابد (رضیعی و همکاران، ۱۳۸۶).

عساکره (۱۳۸۷) در پژوهشی با مطالعه‌ی احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز دریافت که زنجیره‌ی

بر فراز پونا هندوستان نشان داد که زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول مناسب‌ترین مدل برای پیش‌بینی توفان تندی می‌باشد (کولکارنی و همکاران، ۲۰۰۱). اتومی و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۰۳) نیز به منظور مدل‌سازی آماری باد با بهره‌گیری از زنجیره مارکوف و توزیع ویبول دریافتند که توزیع ویبول، سرعت باد و زنجیره‌ی مارکوف، جهت باد را به خوبی توصیف می‌کنند. دان<sup>۴</sup> (۲۰۰۴) در مدل‌سازی همزمان رخداد و میزان بارش با بهره‌گیری از مدل‌های زنجیره مارکوف، توزیع پواسون و توزیع گاما نشان داد که این مدل‌ها الگوهای بارشی مناسبی را ارائه می‌دهند.

اسکوف و پرایور<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) به منظور تعیین مرتبه‌ی زنجیره مارکوف مناسب برای وقوع بارش روزانه بر فراز آمریکا با به کارگیری آزمون معیار اطلاعات بیزی و آزمون کولموگراف - اسمیرنف پی بردند که، آزمون معیار اطلاعات بیزی، مدل مارکوف مرتبه‌ی اول و آزمون کولموگراف-اسمیرنف مدل مرتبه‌ی دوم را نشان می‌دهند. ویژگی‌های بارش روزانه‌ی حوضه‌ی ولتا در غرب آفریقا با بهره‌گیری از مدل زنجیره‌ی مارکوف صفر و مرتبه‌ی اول و مدل توزیع گاما مورد پژوهش قرار گرفت که در نتیجه‌ی آن الگوهای متمایز فضایی احتمال وقوع بارش به صورت نقشه ارائه و مناطق مناسب برای کشت معرفی گردید (لاکس و همکاران، ۲۰۰۹). نگ و پانو<sup>۶</sup> (۲۰۱۰)، با مقایسه‌ی مدل‌های سنتی-تصادفی برای رخداد بارش روزانه از بین چند مدل بررسی شده (توزیع هندسی، زنجیره مارکوف، ماتریس احتمالاتی) دریافتند که مدل زنجیره مارکوف به خوبی اجرا شده و رخداد بارش روزانه را بهتر توصیف می‌کند. فریر و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۱) به منظور مدل‌سازی مراتع تحت تأثیر تغییرات آب و هوایی با به کارگیری فرآیند مارکوف در کشور نیمه خشک مراکش به این نتیجه رسیدند که اثرات

1- Kulkarni & et al

2- Ettoumi & et al

3- Dunn

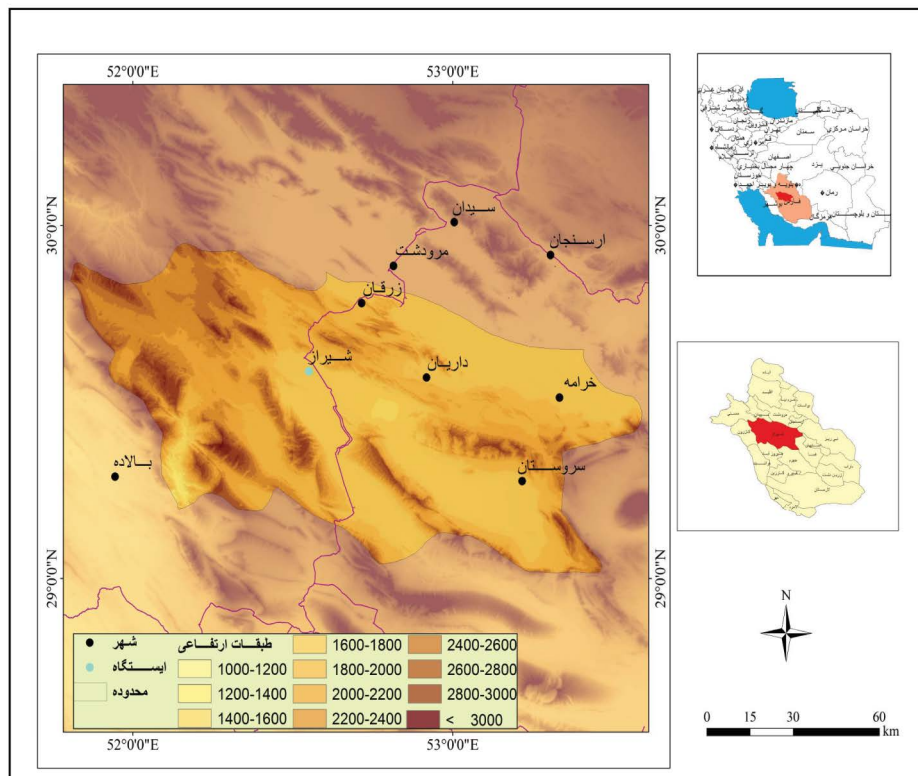
4- Schoof & Pryor

5- Laux & et al

6- Ng & Panu

7- Freier & et al,

نگاره ۱: نقشه موقعیت منطقه  
 مورد مطالعه  
 (مأخذ: نویسندگان)



مارکوف نشان دهنده‌ی این بود که تداوم روزهای یخبندان در ایران تصادفی نیست بلکه، وقوع روز یخبندان یا روزهای یخبندان به شرایط اقلیمی روزهای گذشته وابسته است (علیچانی و همکاران، ۱۳۸۹). جلالی و همکاران (۱۳۹۰) احتمال وقوع روزهای بارانی در شهر ارومیه را با استفاده از مدل زنجیره مارکوف مطالعه کردند. نتایج مطالعات نشان داد که بیشترین احتمال وقوع روزهای بارش در بهار به ویژه ماه آوریل می‌باشد.

### داده‌ها و روش‌ها

در پژوهش حاضر داده‌های بارش روزانه‌ی ایستگاه همدید شیراز برای دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) مورد واکاوی قرار گرفته است. شیراز مرکز استان فارس، در ارتفاع ۱۴۸۶ متری از سطح دریا و در عرض شمالی  $29^{\circ} 32' 0'' N$  و طول شرقی  $52^{\circ} 36' 0'' E$  در منطقه‌ی کوهستانی زاگرس واقع شده که دارای آب و هوای معتدلی می‌باشد (نگاره شماره ۱).

مارکوف دو حالت به برازش مناسبی بر حالت‌های بارش روزانه این شهر دارد، همچنین روزهای توأم با بارندگی از فصل زمستان به سمت فصل بهار افزایش می‌یابد. پایش و پیش‌بینی خشکسالی با بهره‌مندی از زنجیره‌ی مارکوف نشان دهنده‌ی احتمال وقوع بیشتر وضعیت نرمال آب و هوایی در بیشتر ایستگاه‌های استان خراسان رضوی می‌باشد (علی‌زاده و آتشگرطوسی، ۱۳۸۷).

عساکره و مازینی (۱۳۸۹) احتمال تواتر و تداوم روزهای خشک استان گلستان را با به کارگیری روش زنجیره مارکوف مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج بیانگر این بود که تعداد روزهای بارانی و خشک در این استان، تابعی از ارتفاع و میزان بارندگی خواهند بود. بیات و وکیلی (۱۳۸۹) تواتر روزهای یخبندان شهر زنجان را مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که برآورد دوره‌های بازگشت یخبندان در شهر زنجان حدود ۳ روز و دوره بازگشت عدم یخبندان حدود ۱/۵ روز می‌باشد. مطالعه‌ی تداوم روزهای یخبندان ایران با بهره‌گیری از روش زنجیره

- برای آزمون صحت ماتریس تغییر حالت از آزمون استقلال  $\chi^2$  (کای-مربع) بهره گرفته شد. آزمون استقلال کای-مربع به منظور بررسی فرضیه استقلال دو متغیر که دست کم یکی از آن‌ها کیفی است استفاده می‌شود. در این آزمون فراوانی‌های مشاهده شده با فراوانی‌های مورد انتظار استقلال دو متغیر مقایسه می‌شوند (آذر و مومنی، ۱۳۸۴، ۲۵۵). در آزمون استقلال فرض صفر ( $H_0$ ) عبارت از استقلال داده‌هاست بدین معنی که نمی‌توان زنجیره مارکوف مرتبه مورد نظر را بر داده‌ها برازش داد. این آزمون با توجه به جدول تغییر حالات مختلف مشاهده شده ( $n_{ij}$ ) و تغییر حالات مورد انتظار ( $e_{ij}$ ) صورت می‌گیرد (عساکره، ۱۳۸۷).

$$e_{ij} = \frac{n_{i+}n_{+j}}{n} \quad (۲)$$

که  $n_{i+} = n_{i1} + n_{i2} + \dots$  (مجموع هر یک از سطرها)  
 $n_{+j} = n_{1j} + n_{2j} + \dots$  و (مجموع هر یک از ستون‌های ماتریس فراوانی) است.  
 آماره آزمون از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$\chi_o^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{(n_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (۳)$$

$\chi^2$  بحرانی با  $(r-1)$  درجه آزادی و در سطح ۰/۰۵  
 خطا از جدول مربوطه به دست می‌آید. اگر  $\chi_o^2 < \chi_c^2$   
 باشد، فرض صفر در سطح معنی‌داری مورد انتظار رد می‌شود. از آنجا که زنجیره مارکوف نوعی داده‌های رتبه‌ای حاصل از داده‌های نسبی است برای آزمون علیه روند معقول‌تر است که، روش رتبه‌ای به کار رود. یکی از روش‌های معمول، به کارگیری آزمون رتبه‌ای اسپیرمن است. در این شیوه ابتدا اختلاف بین رتبه هر مقدار ( $K_i$ ) و ترتیب آن در سری ( $i$ ) محاسبه می‌شود تا ( $d_i$ ) به دست آید. سپس آماره اسپیرمن از رابطه شماره (۴) محاسبه می‌شود:

$$\gamma_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad (۴)$$

فرایندهایی که در نتیجه‌ی پیش‌آمدهای تصادفی مؤثر بر یک سیستم با زمان نوسان می‌کنند، فرایندهای تصادفی نامیده می‌شوند. یک فرایند تصادفی مجموعه‌ای از متغیرهای تصادفی است که با  $\{X(n) \ n \in N\}$  نمایش داده می‌شود (هیگنز و مک نالتی ۱۳۸۸، ۱۶۵). رایج‌ترین مدل مورد استفاده برای نشان دادن سری زمانی متغیرهای تصادفی گسسته به عنوان زنجیره مارکوف شناخته می‌شود (ویکس، ۲۰۰۶). فرایند تصادفی‌ای را که در ویژگی مارکوف صدق کند فرایند مارکوف می‌نامند. چنین فرایندهایی را زنجیره‌های مارکوف نیز می‌نامند (هیگنز و مک نالتی ۱۳۸۸، ۱۶۷).

زنجیره مارکوف یک روش ریاضی برای مدل‌بندی فرایندهای احتمالاتی است (علیزاده، ۱۳۸۸، ۲۸۰). این اصطلاح به این حقیقت که هر برآمد به برآمد بلافاصله قبل از خودش وابسته است، اشاره دارد (هیگنز و مک نالتی، ۱۳۸۸، ۱۶۷).

فرض کنید  $\{X(n)\}$  یک فرایند تصادفی و  $\{s(n)\}$  گردایی دلخواهی از حالت‌های فرایند برای زمان‌های  $n = 0, 1, 2, \dots$  را نشان می‌دهد. در این صورت گفته می‌شود فرایند در ویژگی مارکوف صدق می‌کند؛ یعنی:

$$P[X(n+1) = s(n+1) | X(n) = s(n), X(n-1), \dots, X(0) = s(0)] = P[X(n+1) = s(n+1) | X(n) = s(n)] \quad (۱)$$

توجه شود که رابطه شماره (۱) احتمال شرطی وقوع  $X$  به شرط  $S$  است. بنابراین زنجیره مارکوف بیانی از یک حالت احتمال شرطی است. در پژوهش حاضر با به کارگیری زنجیره مارکوف مرتبه اول، احتمال وقوع خشکسالی و ترسالی با شدت‌های مختلف مورد واکاوی قرار گرفته است. به منظور واکاوی مارکوفی بارش شیراز، مراحل زیر به انجام رسیده است:

- ابتدا داده‌های روزانه بارش به ترتیب بر حسب آستانه صفر مرتب گردید؛ سپس روزها به دو گروه بدون بارش و توأم با بارش تقسیم و در مرحله‌ی بعد ماتریس فراوانی (تغییر حالت) استخراج گردید.

### بحث و نتایج مشخصات آماری بارش

جدول (۱) مشخصات آماری بارش روزانه شهر شیراز طی ۵۸ سال را نشان می‌دهد. در جدول مذکور تعداد روزهای بارانی، میانگین بارش روزانه هرماه، بیشینه بارش روزانه حادث شده در هرماه، همچنین انحراف معیار و ضریب تغییرات بارش روزانه به تفکیک هرماه طی ۵۸ سال در دوره‌ی آماری مورد مطالعه، محاسبه و ارائه شده است. میانگین تعداد روزهای بارانی سالانه حدود ۱۹۸ روز و مجموع روزهای بارانی در شهر شیراز برای طول دوره مورد مطالعه ۲۳۸۳ روز از مجموع ۲۱۱۱۷ روز (از اول ژانویه ۱۹۵۶ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۱۳ در مجموع ۲۱۱۱۷ روز) می‌باشد.

همانطور که جدول (۱) نشان می‌دهد بیشترین تعداد روزهای بارانی با ۴۸۱ روز مربوط به ماه ژانویه (دی ماه) و کمترین تعداد روزهای بارانی با ۵ روز متعلق به ماه سپتامبر (شهریور ماه) می‌باشد. میانگین بارش روزانه در شهر شیراز نیز بیانگر بیشینه مقادیر در ماه ژانویه و کمینه آن‌ها در ماه سپتامبر رخ می‌دهد. علاوه بر مباحث بیان شده بیشینه بارش

- پس از تأیید صحت مراحل بالا، ماتریس احتمال تغییر حالت از طریق روش درستنمایی بیشینه محاسبه شد. روش درستنمایی بیشینه به این صورت است که اگر فرض کنیم  $\sum_{j=1}^n x_{ij} = x_{i.}$  برآورد ماتریس احتمال به صورت زیر خواهد بود (زارعی و شامکار، ۱۳۸۰):

$$P = \begin{bmatrix} \frac{x_{11}}{x_{1.}} & \frac{x_{12}}{x_{1.}} \\ \frac{x_{21}}{x_{2.}} & \frac{x_{22}}{x_{2.}} \end{bmatrix} \quad (5)$$

- در نهایت ماتریس احتمال ایستا (پایا) با به توان رساندن ماتریس احتمال تغییر حالت به دست آمد. ماتریس احتمال پایا بیانگر تغییر وضعیت یک حالت در دراز مدت می‌باشد (عساکره، ۱۳۸۷).

- به منظور بررسی احتمال تداوم حالات روزها از احتمال تداوم m روزه فرایندها استفاده شده است. منظور از تداوم m روزه بارش، تعداد m روز متوالی بارش است که رخ می‌دهد ولی قبل و بعد از m روز، بارش رخ نداده باشد.

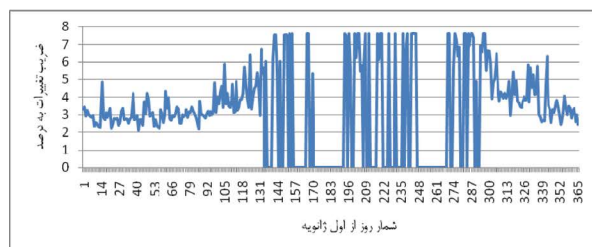
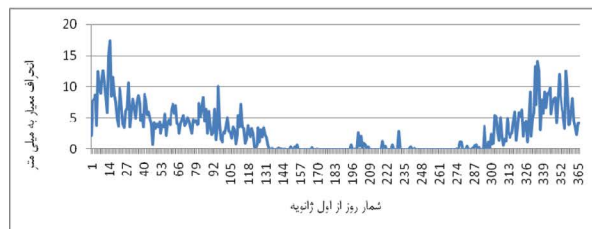
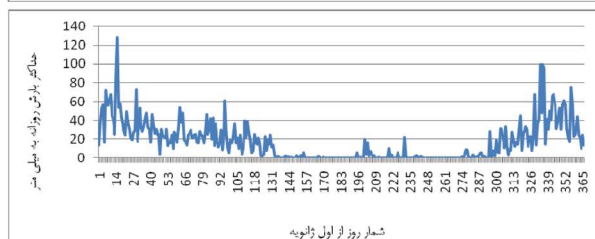
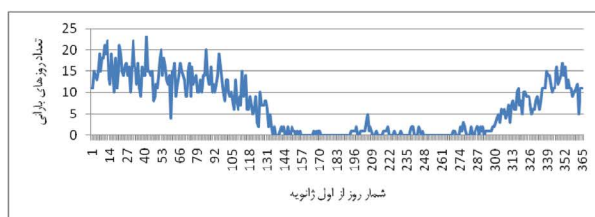
### جدول ۱: مشخصات آماری بارش روزانه ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۱۹۵۶-۲۰۱۳)

(مأخذ: نویسندگان)

ماه	تعداد روزهای بارانی طی ۵۸ سال	میانگین بارش روزانه طی ۵۸ سال (mm)	بیشینه بارش روزانه طی ۵۸ سال (mm)	انحراف معیار بارش روزانه طی ۵۸ سال (mm)	ضریب تغییرات بارش روزانه در ماه‌های مختلف طی ۵۸ سال (%)
ژانویه	۴۸۱	۲/۹	۱۲۸	۸/۹	۳/۱
فوریه	۴۱۱	۱/۸	۵۳	۵/۴	۳
مارس	۴۰۳	۱/۶	۵۴	۵/۱	۳/۲
آوریل	۳۰۶	۰/۹	۶۱	۳/۹	۴/۲
می	۹۷	۰/۲	۲۴/۲	۱/۵	۷/۵
ژوئن	۶	۰/۰۰۷	۶/۲	۰/۲	۲۴/۲
ژوئیه	۲۳	۰/۰۴	۲۰	۰/۷	۱۶/۳
آگوست	۱۲	۰/۰۲	۲۲/۲	۰/۶	۲۰/۶
سپتامبر	۵	۰/۰۰۱	۰/۱	۰/۰۰۴	۲۲/۶
اکتبر	۵۲	۰/۱۵	۳۲	۱/۷	۱۱
نوامبر	۲۱۵	۰/۹	۹۹	۴/۹	۵/۲
دسامبر	۳۷۲	۲/۲	۹۹	۷/۸	۳/۶

پس از روز بارانی قرار گرفته است.

در ستون دوم ماتریس تغییر وضعیت از روز خشک به روز بارانی ۱۲۷۴ روز و تغییر وضعیت از روز بارانی به بارانی ۱۱۱۲ روز می‌باشد. حال بایستی ماتریس فوق از نظر پیروی کردن از زنجیره مارکوف دوحالتی و فاقد روند بودن مورد آزمون قرار گیرد. از آزمون‌های بسیار معتبر جهت ارزیابی ماتریس تغییر حالت مارکوفی، آزمون  $\chi^2$  است.



نگاره ۲: آماره‌های توصیفی بارش ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) (مأخذ: نویسندگان)

جدول شماره (۲) جدول متقاطع جهت انجام آزمون را نشان می‌دهد. اعداد بالایی مقادیر مشاهده شده (O) و اعداد داخل پرانتز مقادیر مورد انتظار (E) تحت فرض صفر است.

روزانه در دوره‌ی ۵۸ ساله بیانگر رخداد بارشی در حدود ۱۲۸ میلی‌متر که در یک روز رخ داده است، می‌باشد. بارش مذکور در روز ۱۵ ژانویه ۱۹۵۶ به وقوع پیوسته است. از طرف دیگر کمینه‌ی رخدادها همانند سایر ویژگی‌ها به ماه سپتامبر تعلق دارد. ضریب تغییرات بارش نیز در ماه‌های خشک شامل ژوئن، ژوئیه، آگوست و سپتامبر بسیار بالا می‌باشد.

نگاره (۲) نمودارهای مربوط به آماره‌های توصیفی بارش شهر شیراز را نشان می‌دهد. باید توجه داشت که در نمودارهای مذکور همان‌گونه که در محور افقی ملاحظه می‌گردد شمار روزها از اول ژانویه تا آخرین روز دسامبر، مربوط به ۵۸ سال می‌باشد. در واقع در نمودارهای مورد اشاره روز اول ژانویه یعنی روز اول ژانویه ۵۸ سال و روز ۳۶۵ که ۳۱ دسامبر می‌باشد مربوط به ۳۱ دسامبر ۵۸ سال است.

نمودارها نشان می‌دهند که شیراز در فصل زمستان به نوعی با تمرکز ریزش‌های جوئی و تغییرات اندک در بارش روبه‌رو است در حالی که به سمت تابستان ریزش‌های جوئی به کمینه خود و ضریب تغییرات بارش روزانه به بیشینه‌ی خود می‌رسند.

وضعیت احتمالی روزهای توأم با بارش و عدم بارش  
 با فرض دو حالتی بودن ماتریس فراوانی، وضعیت بارش روزانه شهر شیراز به صورت زیر مرتب شده است.

$$F = \begin{matrix} & D & W \\ D & \begin{bmatrix} 17407 & 1274 \end{bmatrix} \\ W & \begin{bmatrix} 1274 & 1112 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

در ستون اول ماتریس عدد ۱۷۴۰۷ روز بیانگر تعداد تغییر وضعیت از روز خشک به روز خشک بعدی است. به عبارت ساده‌تر از ۲۱۰۶۷ روز آمار موجود، ۱۷۴۰۷ روز، روزهای خشکی است که بعد از روز خشک رخ داده است. عدد ۱۲۷۴ روز ستون اول بیان‌کننده‌ی روز خشکی است که

ماتریس فوق احتمال تغییر وضعیت و انتقال حالت را نشان می‌دهد. برای مثال احتمال انتقال فرایند در یک مرحله از روز عدم بارش به روز عدم بارش (خشک) برابر با  $0/93$  است یعنی  $P(D \rightarrow D) = 0/93$ . در صورتی که احتمال انتقال از عدم بارش به حالت بارش ( $D \rightarrow W$ ) در یک مرحله برابر  $0/07$  است. همچنین احتمال انتقال از وضعیت بارش به عدم بارش (خشک)  $P(W \rightarrow D) = 0/53$  می‌باشد و در نهایت احتمال انتقال از روز بارانی به بارانی  $P(W \rightarrow W) = 0/47$  است.

### بررسی وضعیت ماتریس احتمال پایا

از ضرب مکرر ماتریس‌های احتمال در ماتریس اولیه، ماتریس احتمال تغییر وضعیت آب و هوایی در  $n$  ماه یا سال آینده به دست می‌آید؛ که جهت پیش‌بینی خشکسالی یا ترسالی در ماه‌ها یا سال‌های آینده استفاده می‌شود (علیزاده و آشگرطوسی، ۱۳۸۷).

تغییر حالات بی شماری را می‌توان برای زنجیره مارکوف تصور و برآورد نمود. وقتی که ماتریس احتمال تغییر حالت را چندین بار به توان می‌رسانیم در ماتریس تغییر وضعیت، پدیده جالب توجهی رخ می‌دهد. در این حالت همه‌ی سطرهای ماتریس تغییر وضعیت با هم برابر می‌شوند به طوری که اگر به توان رساندن ماتریس تغییر وضعیت را ادامه دهیم، درایه‌ها هیچ گونه تغییری نخواهند کرد. برای روزهای بارش شهر شیراز ماتریس تغییر وضعیت در مرحله یازدهم و تا ۴ رقم اعشار به این شرایط رسید. بنابراین با توجه به ماتریس احتمال پایای فوق، احتمال وقوع روز بدون بارش بعد از روز فاقد بارش دیگر حدود ۸۸ درصد و احتمال وقوع بارش بعد از یک روز خشک حدود ۱۲ درصد می‌باشد.

$$P_{annual}^{11} = \begin{bmatrix} .8833 & .1167 \\ .8833 & .1167 \end{bmatrix}$$

جدول ۲: جدول دو بعدی مقادیر مشاهده شده و مورد انتظار ماتریس فراوانی دو حالت ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) (مأخذ: نویسندگان)

تغییر وضعیت زنجیره مارکوف دو حالت	D	W	$\Sigma$
D	۱۷۴۰۷ (۱۶۵۶/۲)	۱۲۷۴ (۲۱۱۵/۷)	۱۸۶۸۱
W	۱۲۷۴ (۲۱۱۵/۷)	۱۱۱۲ (۲۷۰/۲)	۲۳۸۶
$\Sigma$	۱۸۶۸۱	۲۳۸۶	۱۹۲۴۸

آماره محاسبه شده برای ماتریس فوق به شرح زیر برآورد شده است:

$$DF = 1; P\text{-Value} = 0.000$$

$$\chi_0^2 = 42/775 + 234/901 + 234/901 + 2622/079 = 3334/755$$

بر اساس آزمون مربوطه ارزش آماره  $P$  (P-Value) در هر سطحی معنی دار است ( $P=0.000$ ). این بدان معنی است که فراوانی حالات از زنجیره مارکوف دو حالتی پیروی می‌کند. بر اساس ضریب همبستگی اسپیرمن که بر ارزش‌های زنجیره مارکوفی - زمانی محاسبه گردید،  $\gamma_s = 0.007$  حاصل شد. در آزمون علیه روند، با توجه به سطح خطای  $0/01$  شواهد کافی برای رد فرض صفر وجود ندارد و داده‌ها فاقد روند هستند. در واقع فراوانی‌ها با زمان تغییر زیادی ندارند. بنابراین با توجه به تعداد تغییر وضعیت‌ها به حالت‌های دیگر و نیز با عنایت به تعریف احتمال، ماتریس احتمال تغییر حالت از ماتریس فراوانی به شرح زیر حاصل شد:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} D & W \end{matrix} \\ \begin{matrix} D \\ W \end{matrix} & \begin{bmatrix} .93 & .07 \\ .53 & .47 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

۱- توالی متغیرهای تصادفی که همبسته هستند (زنجیره دارند) را مورد ارزیابی قرار می‌دهد.



جدول ۳: ماتریس فراوانی، ماتریس احتمال و ماتریس پایای ماه‌های مختلف ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) (مأخذ: نویسندگان)

فصول	ماه‌ها	ماتریس فراوانی	ماتریس احتمال	ماتریس احتمال پایا
زمستان	ژانویه	$F_{jan} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1084 & 232 \\ \text{ت} & 232 & 248 \end{matrix}$	$P_{jan} = \begin{bmatrix} .8237 & .1763 \\ .4833 & .5167 \end{bmatrix}$	$P_{jan}^9 = \begin{matrix} \text{خ} & .7327 & .2673 \\ \text{ت} & .7327 & .2673 \end{matrix}$
	فوریه	$F_{feb} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 953 & 214 \\ \text{ت} & 215 & 196 \end{matrix}$	$P_{feb} = \begin{bmatrix} .8166 & .1834 \\ .5231 & .4769 \end{bmatrix}$	$P_{feb}^8 = \begin{bmatrix} .7404 & .2596 \\ .7404 & .2596 \end{bmatrix}$
	مارس	$F_{mar} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1185 & 205 \\ \text{ت} & 205 & 202 \end{matrix}$	$P_{mar} = \begin{bmatrix} .8525 & .1475 \\ .5036 & .4964 \end{bmatrix}$	$P_{mar}^{11} = \begin{matrix} \text{خ} & .7735 & .2265 \\ \text{ت} & .7735 & .2265 \end{matrix}$
بهار	آوریل	$F_{apr} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1257 & 169 \\ \text{ت} & 168 & 137 \end{matrix}$	$P_{apr} = \begin{bmatrix} .8814 & .1186 \\ .5508 & .4492 \end{bmatrix}$	$P_{apr}^9 = \begin{bmatrix} .8228 & .1772 \\ .8228 & .1772 \end{bmatrix}$
	مه	$F_{may} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1605 & 63 \\ \text{ت} & 63 & 34 \end{matrix}$	$P_{may} = \begin{bmatrix} .9622 & .0378 \\ .6494 & .3506 \end{bmatrix}$	$P_{may}^9 = \begin{bmatrix} .9450 & .0550 \\ .9450 & .0550 \end{bmatrix}$
	ژوئن	$F_{june} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1726 & 6 \\ \text{ت} & 6 & 0 \end{matrix}$		
	ژوئیه	$F_{july} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1754 & 19 \\ \text{ت} & 19 & 4 \end{matrix}$		
تابستان	آگوست	$F_{agu} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1773 & 11 \\ \text{ت} & 11 & 1 \end{matrix}$		
	سپتامبر	$F_{sep} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1729 & 4 \\ \text{ت} & 4 & 1 \end{matrix}$		
پاییز	اکتبر	$F_{oct} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1709 & 35 \\ \text{ت} & 35 & 17 \end{matrix}$	$P_{oct} = \begin{bmatrix} .9799 & .0201 \\ .6730 & .3270 \end{bmatrix}$	$P_{oct}^9 = \begin{bmatrix} .9710 & .0290 \\ .9710 & .0290 \end{bmatrix}$
	نوامبر	$F_{nov} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1402 & 122 \\ \text{ت} & 122 & 94 \end{matrix}$	$P_{nov} = \begin{bmatrix} .9199 & .0801 \\ .5648 & .4352 \end{bmatrix}$	$P_{nov}^{10} = \begin{bmatrix} .8758 & .1242 \\ .8758 & .1242 \end{bmatrix}$
	دسامبر	$F_{dec} = \begin{matrix} & \text{خ} & \text{ت} \\ \text{خ} & 1230 & 194 \\ \text{ت} & 194 & 178 \end{matrix}$	$P_{dec} = \begin{bmatrix} .8637 & .1363 \\ .5215 & .4785 \end{bmatrix}$	$P_{dec}^{10} = \begin{bmatrix} .7928 & .2072 \\ .7928 & .2072 \end{bmatrix}$

یک روز بارش مربوط به ماه ژانویه در حدود ۵۲ درصد و کمترین میزان به ماه اکتبر در حدود ۳۲ درصد اختصاص دارد. فصل تابستان و ماه‌های ژوئن تا سپتامبر هیچ حالتی از تغییر وضعیت حالت روزهای متوالی با بارش رؤیت نشده است. همچنین میزان تغییر حالت یک روز با بارش و روز بعد از بارش نیز در حالت (روز تر بعد از روز تر) در فصل پاییز و ماه‌های اکتبر و نوامبر با ۳۲ و ۴۳ درصد قابل توجه می‌باشد.

این وضعیت موافق با دو روز متوالی همراه با بارش در فصل بهار و ماه می نیز قابل ذکر است. اما با توجه به جدول ماتریس تغییر وضعیت حالت‌های (خشک-خشک)، (خشک-تر)، (تر-خشک) و (تر-تر) در شهر شیراز مبین این واقعیت است که بارش در دو فصل متمرکز شده است. با این اوصاف می‌توان بخوبی دریافت که به ترتیب فصول زمستان و بهار دارای بیشترین وضعیت و حالت رخداد بارش و یا تغییر وضعیت به حالت‌های بیان شده بوده و بیشتر بارش‌ها در این دو فصل رخ داده است. فصل پاییز هم می‌تواند در این زمینه مورد توجه باشد. در هر صورت فصل تابستان را می‌توان به عنوان خشک‌ترین

در جدول (۳) ماتریس فراوانی، ماتریس احتمال و ماتریس احتمال پایای ماهانه محاسبه و ارائه گردیده است. با توجه به این که در ماه‌های خشک سال (ژوئن، ژوئیه، آگوست و سپتامبر)  $\chi^2_o$  کوچکتر از  $\chi^2_c$  به دست آمد، بنابراین داده‌های ماه‌های خشک سال استقلال دارند و از زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی نمی‌کنند. براساس ماتریس‌های احتمال، در ماه ژانویه، احتمال عدم وقوع بارش بعد از یک روز خشک حدود ۸۲ درصد و احتمال وقوع بارش بعد از یک روز خشک در این ماه حدود ۱۸ درصد است.

علاوه بر این احتمال وقوع روز خشک بعد از یک روز بارانی حدود ۴۸ درصد و احتمال وقوع بارش بعد از یک روز بارانی در این ماه حدود ۵۲ درصد می‌باشد. به همین ترتیب برای سایر ماه‌ها نیز چنین تفسیری قابل ذکر است. چنانچه ملاحظه می‌شود کمترین میزان احتمال وقوع روزهای خشک متوالی در ماه‌های فوریه و ژانویه به ترتیب حدود ۸۱ و ۸۲ درصد و بیشترین میزان احتمال وقوع چنین وضعیتی متعلق به ماه اکتبر است. همچنین بیشترین احتمال وقوع یک روز بارش بعد از

جدول ۴: احتمال پایای روزهای توأم با بارش و فاقد بارش در کل ماه‌ها برای ایستگاه شیراز طی دوره آماری (۱۹۵۶-۲۰۱۳) (مأخذ: نویسندگان)

ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	ژوئیه	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
احتمال وقوع	۰/۲۶۷۳	۰/۲۵۹۶	۰/۲۲۶۵	۰/۱۷۷۲	۰/۰۵۵۰	-	-	-	-	۰/۰۲۹۰	۰/۱۲۴۲	۰/۲۰۷۲
عدم احتمال	۰/۷۳۲۷	۰/۷۴۰۴	۰/۷۷۳۵	۰/۸۲۲۸	۰/۹۴۵۰	-	-	-	-	۰/۹۷۱۰	۰/۸۷۵۸	۰/۷۹۲۸

جدول ۵: احتمال پایای روزهای توأم با بارش و فاقد بارش در کل فصول برای ایستگاه شیراز طی دوره آماری (۱۹۵۶-۲۰۱۳) (مأخذ: نویسندگان)

فصول	زمستان	بهار	تابستان	پاییز
احتمال وقوع	۰/۲۵۰۰	۰/۱۱۶۱	-	۰/۱۲۰۲
عدم احتمال	۰/۷۵۰۰	۰/۸۸۳۹	-	۰/۸۷۹۸

جدول ۶: برآورد تداوم بارش ۲ تا ۵ روزه در ماه‌های مختلف ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) (مأخذ: نویسندگان)

ماه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	ژوئیه	آگوست	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
۲ روزه	۵	۵	۶	۷	۱۹	-	-	-	-	۳۵	۹	۶
۳ روزه	۱۹	۲۰	۲۵	۳۹	۳۵۰	-	-	-	-	۱۲۲۴	۷۴	۲۹
۴ روزه	۷۱	۷۷	۱۱۱	۲۱۸	۶۳۶۰	-	-	-	-	۴۲۲۲۶	۳۰۵	۱۴۲
۵ روزه	۲۶۷	۲۹۷	۴۹۱	۱۲۳۲	۱۱۵۶۴۲	-	-	-	-	۱۴۵۶۰۹۱	۴۷۹۸	۶۸۴

احتمال وقوع بارش m روزه و m دوره بارانی مورد نظر در m روز است. جدول (۶) دوره‌های بازگشت تداوم‌های ۲، ۳، ۴ و ۵ روزه بارش شهر شیراز را نشان می‌دهد. بارش‌های با تداوم ۲ روزه بیشترین احتمال وقوع و کوتاه‌ترین دوره بازگشت را دارند.

در بین ماه‌ها نیز ماه‌های ژانویه و فوریه با دوره بازگشت ۵ روزه، کوتاه‌ترین دوره بازگشت و ماه اکتبر بیشترین دوره بازگشت (۳۵ روز) را دارا می‌باشد. همچنین با توجه به تداوم‌های ۵ روزه، کوتاه‌ترین دوره بازگشت مربوط به ماه ژانویه است که ۲۶۷ روز و بعد از آن مربوط به ماه فوریه که ۲۹۷ روز می‌باشد. بیشترین دوره بازگشت برای تداوم ۵ روزه متعلق به ماه اکتبر است که ۱۴۵۶۰۹۱ روز می‌باشد و بعد از آن مربوط به ماه می و برابر با ۱۱۵۶۴۲ روز است. همان طور که در جدول ۶ مشخص است تفاوت دوره‌های

بازگشت برای تداوم چند روزه در ماه‌های کم بارش یعنی ماه‌های اکتبر و مه خیلی بیشتر از ماه‌های پر بارش است. بنابراین سامانه‌های بارشی که در ماه‌های کم بارش، بارش ایجاد می‌کنند دوام چندانی ندارند و بارش‌های حادث شده بیشتر از تداوم ۲ روزه برخوردارند.

شکل (۳) نمودار دوره بازگشت تداوم‌های ۲ تا ۵ روزه را نشان می‌دهد. همان طور که نمودارها نیز نشان می‌دهند ماه‌های ژانویه و فوریه از دوره‌های بازگشت کوتاه‌تری برخوردار هستند.

حالت از نظر عدم وقوع بارش دانست و حالت‌های تغییر وضعیت دودویی از یک حالت همراه با بارش و بدون بارش و دوره‌های روزانه متوالی دیگر از جمله تغییر حالت‌های دیگر هم چون وقوع روز بدون بارش و همراه بارش (خشک - تر) مشاهده نشد.

جدول (۴) احتمال پایای وقوع و عدم وقوع بارش مربوط به ماه‌های مختلف سال را نشان می‌دهد. بر اساس این جدول، بیشترین احتمال وقوع روزهای بارش مربوط به ماه ژانویه می‌باشد. همچنین جدول ۵ احتمال پایای فصلی مربوط به ایستگاه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بیشترین احتمال وقوع بارش و تغییر وضعیت‌های روز تر به روز تر دیگر مربوط به فصل زمستان است.

### برآورد تداوم بارش

یکی از کاربردهای روش زنجیره مارکوف، برآورد تداوم دوره‌های m روزه است. منظور از تداوم m روزه بارش، تعداد m روز متوالی بارش است که رخ می‌دهد ولی قبل و بعد از m روز، بارش رخ نداده باشد. احتمال وقوع و دوره بازگشت بارش‌های m روزه از روابط زیر به دست می‌آید (برجر و گوستنر، ۱۹۸۳ به نقل از عساکره ۱۳۸۷)

$$T_m = \frac{1}{p^{m-1}(1-p)}$$

در روابط فوق،  $T_m$  دوره بازگشت بارش m روزه،  $P$

مشخص گردید.

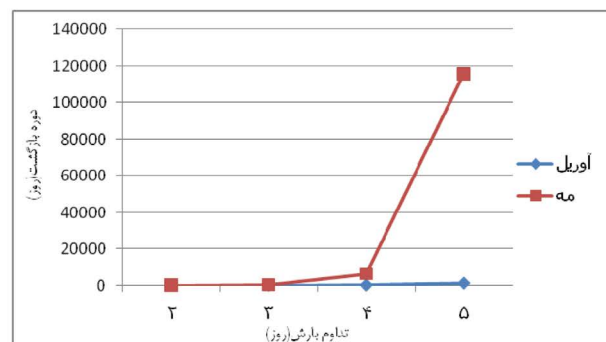
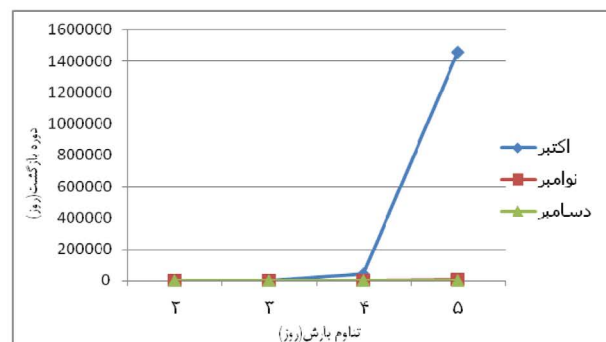
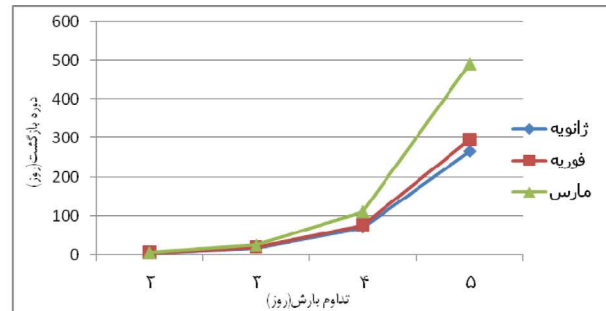
نتایج مطالعات نشان داد که بیشترین احتمال وقوع بارش در شیراز در ماه‌های ژانویه و فوریه می‌باشد (جدول ۴). دوره‌های بازگشت تداوم‌های چند روزه نیز که برای ماه‌های مختلف محاسبه گردید مطلب مورد بحث را تأیید می‌کند. به طوری که دوره بازگشت بارش‌های دو روزه برای ماه‌های پربارش ژانویه و فوریه حدود ۵ روز و برای ماه کم‌بارشی نظیر اکتبر حدود ۳۵ روز می‌باشد (جدول ۶ و شکل ۳).

این در حالی است که در ماه‌های گرم سال (ژوئن، ژوئیه، آگوست و سپتامبر)، روزهای بارش، کمتر از ۱۰ روز اتفاق افتاده و تداوم ۲ روز متوالی بارش در این سه ماه هیچگاه به وقوع نپیوسته است. به همین دلیل چهار ماه مورد اشاره به مدل زنجیره مارکوف درنیامدند.

بررسی مدل‌های گردش عمومی جو نشان می‌دهد که در پی وقوع پدیده گرمایش جهانی، مناطق حاره‌ای و دیگر مناطق مرطوب، از بارش بیشتر و پراکنش مکانی و زمانی مناسب‌تری برخوردار خواهند شد و برعکس مناطق خشک از جمله مناطق جنب حاره‌ای، خشک و خشک‌تر می‌شوند و بارش‌ها به سمت تمرکز زمانی و مکانی شدید سوق پیدا خواهند کرد (مایکل، ۲۰۰۸).

با توجه به مطلب فوق، از آن جا که بخش وسیعی از کشور ایران از جمله محدوده‌ی مورد مطالعه، در منطقه جنب حاره واقع شده است، با عدم همگونی زمانی و مکانی بارش روبه رو خواهیم شد.

به کارگیری مدل زنجیره مارکوف در ایستگاه شیراز مطلب مزبور را کاملاً تأیید می‌کند. مدل مورد اشاره نشان می‌دهد که بارش در ماه‌های فصل زمستان نسبت به ماه‌های دیگر نه تنها با احتمال بیشتری رخ می‌دهد بلکه تداوم آن نیز افزایش می‌یابد. به طور اساسی می‌توان استنباط نمود که بارش شیراز از نظر شکل توزیع زمانی در فصل زمستان متمرکز می‌باشد.



نگاره ۳: نمودارهای دوره بازگشت بارش‌های ۲ تا ۵ روزه ایستگاه شیراز طی دوره‌ی آماری (۲۰۱۳-۱۹۵۶) (مأخذ: نویسندگان)

### نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف واکاوی تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر شیراز انجام گردیده است. برای نیل به هدف مذکور ابتدا بر اساس آزمون‌هایی نظیر خی دو و اسپیرمن آشکار گردید که زنجیره مارکوف دوحالتی روش مناسبی برای مطالعه تواتر بارش در شهر شیراز است.

به منظور بررسی تداوم و توزیع زمانی بارش شهر شیراز، احتمال وقوع بارش فصلی (جدول ۵) و ماهانه (جدول ۴) محاسبه و سپس دوره بازگشت تداوم‌های چند روزه

## منابع و مأخذ

- ۱- آذر، ع و مومنی، م (۱۳۸۴)، آمار و کاربرد آن در مدیریت، جلد دوم، انتشارات سمت.
- ۲- بیات، ع و وکیلی، م (۱۳۸۹)، بررسی تواتر روزهای یخبندان و عدم یخبندان شهر زنجان با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، کنفرانس فیزیک ایران، دانشگاه بوعلی همدان.
- ۳- جلالی، م، کارگر، ح و سلطانی، ص (۱۳۹۰)، احتمال وقوع روزهای بارانی در شهر ارومیه با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، فصلنامه علمی- پژوهشی فضای جغرافیایی، سال یازدهم، شماره ۳۵، پاییز ۱۳۹۰، صص ۲۵۷-۲۳۵.
- ۴- حجازی زاده، ز، شیرخانی، ع (۱۳۸۴)، تحلیل و پیش‌بینی آماری خشکسالی و دوره‌های خشک کوتاه مدت در استان خراسان، پژوهش‌های جغرافیایی - شماره ۵۲، تابستان ۱۳۸۴، صص ۳-۲۰.
- ۵- حقیقت جو، پ، و حیدری، ز (۱۳۸۱)، کاربرد زنجیره مارکوف در بررسی خشکسالی و ترسالی منطقه سیستان با توجه به بده رودخانه هیرمند، اولین همایش منطقه‌ای بهره برداری از منابع آب حوضه‌های کارون و زاینده رود (فرصت‌ها و چالش‌ها).
- ۶- رضیعی، ط، دانش کار آراسته، پ، اختری، ر و ثقفیان، بهرام (۱۳۸۶)، بررسی خشکسالی‌های هواشناسی (اقلیمی) در استان سیستان و بلوچستان با استفاده از نمایه SPI و مدل زنجیره مارکوف، تحقیقات منابع آب ایران، سال سوم، شماره ۱، بهار ۱۳۸۶، صص ۲۵-۳۵.
- ۷- زارعی، ح، و شاهکار، غ (۱۳۸۰)، بررسی احتمال تواتر روزهای بارانی و خشک مناطق خرمدره- ارداک و زشک، سومین سمینار احتمال و فرآیندهای تصادفی، دانشگاه اصفهان، ۷ و ۸ شهریور ۱۳۸۰، صص ۱۴۴-۱۳۴.
- ۸- صداقت کردار، ع، فتاحی، ا (۱۳۸۷)، شاخص‌های پیش‌آگاهی خشکسالی در ایران، جغرافیا و توسعه - شماره ۱۱ - بهار و تابستان ۱۳۸۷، صص ۵۹-۷۶.
- ۹- عساکره، ح (۱۳۸۷)، بررسی احتمال تواتر و تداوم روزهای بارانی در شهر تبریز با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، تحقیقات منابع آب ایران سال چهارم، شماره ۲، پاییز ۱۳۸۷، صص ۴۶-۵۶.
- ۱۰- عساکره، ح، مازینی، ف (۱۳۸۹)، بررسی احتمال وقوع روزهای خشک در استان گلستان با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، جغرافیا و توسعه، شماره ۱۷، صص ۲۹-۴۴.
- ۱۱- علیجانی، ب، محمودی، پ، ریگی چاهی، ا. و خسروی، پ (۱۳۸۹)، بررسی تداوم روزهای یخبندان در ایران با استفاده از مدل زنجیره مارکوف، پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، شماره ۷۳، پاییز ۱۳۸۹، صص ۲۰-۱.
- ۱۲- علیزاده، ا، آشگرطوسی، ش (۱۳۸۷)، توسعه ی یک مدل برای پایش و پیش بینی خشکسالی (مطالعه ی موردی استان خراسان رضوی)، مجله ی علوم و صنایع کشاورزی، ویژه آب و خاک، جلد ۲۲، شماره ۱، صص ۲۲۴-۲۳۴.
- ۱۳- هیگنز، ج.ج و مک نالتی، سالی کلر (۱۳۸۸)، مفاهیم احتمال و مدل بندی تصادفی، ترجمه علی مشکانی، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- ۱۴- یوسفی، ن، حجام، س و ایران نژاد، پ (۱۳۸۶)، برآورد احتمالات خشکسالی و ترسالی با استفاده از زنجیره مارکوف و توزیع نرمال (مطالعه موردی: قزوین)، پژوهش‌های جغرافیایی - شماره ۶۰، تابستان ۱۳۸۶، صص ۱۲۱-۱۲۸.
- 15- Abdulghaffar Said Bazuhair and Abdulkhaliq - Gohani (1997) , Determination of Monthly wet and dry periods in Saudi Arabia, International Journal of Climatology, Vol, 17, 303-311.
- 16- F. Youcef Ettoumi, H. Sauvageot, A.-E.-H. Adane(2003), Statistical bivariate modeling of wind using first- order Markov chain and Weibull Distribution, Renewable Energy 28 1787-1802.

and novel stochastic models for the generation of daily precipitation occurrences, *Journal of Hydrology* 380 (2010) 222-236 32

27- X. Lana and A. Burgueno (1998) . Daily Dry - Wet Behaviour in Catalonia (Ne Spain) from the Viewpoint of Markov chains, *International Journal of Climatology Int. J. Climatol.* 18: 793-815.

17- Javier Martin-Vide and Lidia Gomez (1999). Regaionalization of Penninsular Spain Based on the Length of dry spells, *International Journal of Climatology Int. J. Climatol.* 19: 537-555.

18- J. T. Schoof, S. C. Pryor(2008), On the Proper Order of Markov Chain Model for Daily Precipitation Occurrence in the Contiguous United States, Manuscript received 25 July 2007, in final form 9 January.

19- Henry B. Mann(1945), Nonparametric Tests Against Trend, *Econometrica*, Vol. 13, No. 3 (Jul., 1945), pp. 245-259, Article DOI: 10.2307/1907187.

20- Korbinian P. Freier, Uwe A. Schneider, Manfred Finckh(2011), Dynamic interactions between vegetation and land use in semi-arid Morocco: Using a Markov process for modeling rangelands under climate change, *Agriculture, Ecosystems and Environment* 140 ,462-472.

21- M. K. Kulkarni, S.S.KansalGaonkar, M.I.R.Tinmaker and Asha Nath (2002) Markov Chain Models for Pre-monsoon Season Thunderstorms over Pune, *International Journal of Climatology Int. J. Climatol.* 22: 1415-1420.

22- P. Laux, S. Wagner, A. Wagner, J. Jacobeit, A. B´ardossy and H. Kunstmann(2009). Modelling daily precipitation features in the Volta Basin of West Africa, *International Journal of Climatology Int. J. Climatol.* 29: 937-954.

23- Peter K. Dunn, (2004). Occurrence and Quantity of Precipitation can be Modelled Simultaneously, *International Journal of Climatology Int. J. Climatol.* 24: 1231-1239.

24- Rongqun Zhanga, Chengjie Tangb, Suhua Mab, Hui Yuana, Lingling Gaoa, Wenyu Fana, (2011) . Using Markov chains to analyze changes in wetland trends in arid Yinchuan Plain, China, *Mathematical and Computer Modelling* 54 ,924-930.

25- Wilks, D.S (2006), *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*, Department of Earth and Atmospheric Sciences Cornell University, Second Edition.

26- W.W. Ng, U.S. Panu, Comparisons of traditional