



Investigation of Meteorological Droughts in the Sistan and Balouchestan Province, Using the Standardized Precipitation Index and Markov Chain Model

T. Raziei¹, P. Daneshkar Arasteh²,
R. Akhtari³ and B. Saghafian⁴

Abstract

Drought is an insidious environmental phenomenon which is more pronounced in arid and semi arid regions. Central, eastern, and southern regions of Iran are characterized as arid and semi arid climate. Precipitation variability in the Sistan and Balouchestan Province is very high. This is due to remoteness from Mediterranean cyclonic trajectory and the predominance of a subtropical high pressure system. Accordingly, the Sistan and Balouchestan is more prone to drought than other provinces in Iran. In this paper, the probability of drought occurrence and extent in this province is investigated applying lag-1 Markov chain on SPI time series in 3- and 6-month time scales. The results showed that the probability of drought persistence, based on 6-month SPI time series, is higher than 70 percent in central portion of the province and decreases to 50 percent moving east. Considering the drought equilibrium probability, the results also indicated that the central district of the province are affected by drought events 30% of the time and therefore is more vulnerable to drought conditions compared to other regions in the province.

Keywords: Meteorological Drought, Markov-Chain, Sistan and Balouchestan Province, SPI.

بررسی خشکسالی‌های هواشناسی (اقلیمی) در استان سیستان و بلوچستان با استفاده از نمایه SPI و مدل زنجیره مارکف

طیب رضیئی^۱، پیمان دانش کار آراسته^۲،
روح انگیز اختری^۳ و بهرام تقفیان^۴

چکیده

خشکسالی یکی از پدیده‌های خزنده محیطی است که در مناطق خشک و نیمه خشک نمود بیشتری دارد. بخش‌های مرکزی، شرقی و جنوبی ایران با آب و هوای خشک و نیمه خشک از جمله این مناطق به شمار می‌روند. پدیده بارندگی در استان سیستان و بلوچستان به دلیل دور بودن از مسیر سامانه‌های باران‌زای مدیترانه‌ای و قرار گرفتن در موقعیت اصلی پرفشار جنب حاره‌ای از تغییر پذیری زیادی برخوردار است و به همین سبب بیشتر از دیگر نقاط کشور در معرض وقوع پدیده خشکسالی قرار دارد. در این مقاله با استفاده از مدل زنجیره مارکف مرتبه اول و نمایه SPI در مقیاس ۳ و ۶ ماهه، احتمال وقوع و یا گسترش خشکسالی در این استان مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که در مقیاس شش ماهه، احتمال ماندن در تله خشکسالی در نواحی مرکزی استان بیش از ۷۰ درصد و در نواحی شرقی کمتر از ۵۰ درصد است. همچنین با توجه به احتمال تعادل^۱ خشکسالی، بخش مرکزی استان در ۳۰ درصد مواقع در خشکسالی بسر می‌برد و از این بابت نسبت به سایر بخش‌های استان در وضعیت آسیب‌پذیرتری قرار دارد.

کلمات کلیدی: خشکسالی هواشناسی، زنجیره مارکف، سیستان و بلوچستان، نمایه SPI.

1- Research Climatologist, Soil Conservation and Watershed Management Research Institute (SCWMRI), Tehran, Iran and Ph.D Candidate in Climatology, University of Tehran, Tehran, Iran- tayebrazi@scwmri.ac.ir
2- Assistant Professor, International University of Imam Khomeini, Qazvin, Iran

3- Research Assistant, Soil Conservation and Watershed Management Research Institute (SCWMRI)

4- Research Associate, Soil Conservation and Watershed Management Research Institute (SCWMRI), Tehran, Iran

۱- مربی پژوهشی پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری و دانشجوی دوره دکتری اقلیم‌شناسی، دانشگاه تهران.

۲- استادیار دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)

۳- کارشناس پژوهشی پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری

۴- دانشیار پژوهشی پژوهشکده حفاظت خاک و آبخیزداری

۱- مقدمه

همه مناطق دنیا ممکن است هرازگاهی اسیر پدیده خشکسالی شوند، اما این وضعیت در مناطقی که از نظر اقلیمی به طور نامنظم و تصادفی توسط سامانه‌های مختلف آب و هوایی تحت تأثیر قرار می‌گیرند، بیشتر مشاهده می‌شود (رضیئی و همکاران، ۱۳۸۲). نمود اصلی پیدایش خشکسالی هواشناسی، کاهش بارندگی به پائینتر از حد نرمال (میانگین درازمدت) است. کاهش رطوبت خاک و کاهش آبهای سطحی و زیرزمینی از پیامدهای بعدی کاهش بارندگی است.

برای تعیین ویژگی‌های خشکسالی هواشناسی، تاکنون نمایه‌های متعددی ارائه شده است. نمایه‌های خشکسالی بر مبنای یک یا چند متغیر اقلیمی محاسبه می‌شوند. نمایه‌های خشکسالی PDSI^۲ (Palmer, 1965)، CMI^۳ (Palmer, 1968) و SWSI^۴ (Shafer and Dezman, 1982) بر مبنای متغیرهای مختلف اقلیمی و هیدرولوژیکی محاسبه می‌گردند که در همه‌جا اندازه‌گیری نمی‌شوند. بررسی‌های انجام شده نشان می‌دهد که وزن بارندگی در این گونه نمایه‌ها بیش از بقیه متغیرها است. از این رو بارندگی به تنهایی بیش از ۸۰ درصد تغییرات این گونه نمایه‌ها را توصیف می‌کند (Keyantash & Dracup, 2003). به همین علت، در بسیاری از کشورهای دنیا از نمایه‌هایی استفاده می‌شود که تنها از متغیر بارندگی بهره می‌برند. نمایه درصد از نرمال^۵ (Willeke et al., 1994) و BMDI^۶ (Bhalme and Mooley, 1980) دهک‌ها (Gibbs and Maher, 1967) و SPI (McKee et al., 1993, 1995) نمایه‌هایی هستند که تنها بر مبنای استفاده از متغیر بارندگی استوارند. نمایه SPI^۷ به علت سادگی محاسبات، استفاده از داده‌های قابل دسترس بارندگی، قابلیت محاسبه برای هر مقیاس زمانی دلخواه و قابلیت بسیار زیاد در مقایسه مکانی نتایج، به عنوان مناسب‌ترین نمایه برای تحلیل خشکسالی به ویژه تحلیل‌های مکانی شناخته می‌شود (Hayes et al., 1999). نمایه SPI امکان مطالعه وضعیت منابع آب در دوره‌های کوتاه مدت و بلند مدت که به ترتیب در کشاورزی و مطالعه جریان‌های رودخانه‌ای و مخازن آب زیرزمینی دارای اهمیت است را فراهم می‌سازد (Lloyd-Hughes & Saunders, 2002).

تعیین ویژگی‌های خشکسالی یا ترسالی در یک منطقه، یکی از نیازهای اساسی برنامه‌ریزی‌های محیطی و اقتصادی به ویژه برنامه ریزی برای مدیریت منابع آب می‌باشد. در بسیاری از برنامه‌های بلند مدت، لازم است که چشم‌اندازی از وضعیت آینده بارندگی و دوره‌های خشک و تر برای منطقه ترسیم گردد. به همین دلیل،

موضوع پیش بینی خشکسالی و ویژگی‌های آن از اهمیت بسیار زیادی در مدیریت منابع آب برخوردار می‌باشد. مدل‌های خود همبستگی^۸ و زنجیره مارکف^۹ از جمله مدل‌های سری زمانی هستند که برای پیش‌بینی احتمالاتی بارندگی و رویدادهای خشکسالی به کار می‌روند. از مدل زنجیره مارکف برای بیان و تعریف ویژگی‌های تصادفی فرآیندهای تصادفی (متغیرهای هواشناسی و هیدرولوژی) استفاده می‌شود. کاربرد مدل زنجیره مارکف روی سری زمانی نمایه پالمر نشان می‌دهد که می‌توان از این مدل برای پیش‌بینی شدت دوره‌های خشک و تر بهره‌گیری نمود (Lohani & Loganathan, 1997). با ترکیب نظریه دنباله^{۱۰} و زنجیره مارکف، Thompson (1990) توانست سری زمانی نمایه پالمر را برای نواحی مرکزی ایالات متحده مورد بررسی قرار دهد و احتمال وقوع و پایداری دوره‌های خشک، تر و نرمال را برای این منطقه پیش بینی نماید. روند تغییرات شدت خشکسالی در جنوب پرتغال نیز با استفاده از مدل‌های سری زمانی و زنجیره مارکف بر روی سری زمانی SPI به وسیله Paulo et al. (2003, 2005) مورد بررسی قرار گرفت. مدل HSM^{۱۱} نیز یکی دیگر از مدل‌های تصادفی است که (Thyer & Kuczera 2000) با توسعه و بهره‌گیری از آن توانستند بارندگی سالانه را برای شهرهای بزرگ استرالیا پیش بینی کنند. این مدل بر این فرض استوار است که آب و هوای یک ایستگاه همواره در یکی از حالت‌های تر یا خشک قرار دارد. در این مدل نیز انتقال از یک حالت به حالت دیگر با استفاده از ماتریس احتمال انتقال^{۱۲} بیان می‌شود.

(Daneshkar Arasteh & Mianehroo 2004) با اجرای مدل زنجیره مارکف بر روی سری زمانی نمایه TMI^{۱۳}، احتمالات مزبور را برای حوضه مرکزی ایران تعیین و نقشه‌های هم احتمال را برای حالت‌های مختلف ارائه کردند. حقیقت جو و شاه محمدی (۱۳۸۰) با بهره‌گیری از مدل زنجیره مارکف مرتبه اول، دبی جریان در رودخانه هیرمند را پیش بینی و نتیجه گرفتند که احتمال وقوع خشکسالی در منطقه، در دراز مدت بیشتر از حالت‌های نرمال و تر می‌باشد. آشگر طوسی و همکاران (۱۳۸۲) نیز با استفاده از همین شیوه و بهره‌گیری از نمایه درصد از میانگین، نقشه‌های هم احتمال را برای سه حالت خشکسالی، ترسالی و نرمال در استان خراسان ترسیم و مقدار بارندگی استان را برای سال ۲۰۰۴ پیش بینی نمودند.

با توجه به شرایط ویژه استان سیستان و بلوچستان از دیدگاه اقلیمی شناسی، محرومیت منطقه و ضرورت پرداختن به مباحث توسعه اقتصادی-اجتماعی در منطقه و نقش حیاتی آب به عنوان مهم‌ترین زیرساخت توسعه و فعالیت‌های عمرانی و آبادانی، شناسایی

از ۱۰۰ میلی متر ثبت شده است. مانسونه‌ها نیز تنها در برخی از سالها بخش‌هایی از استان را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

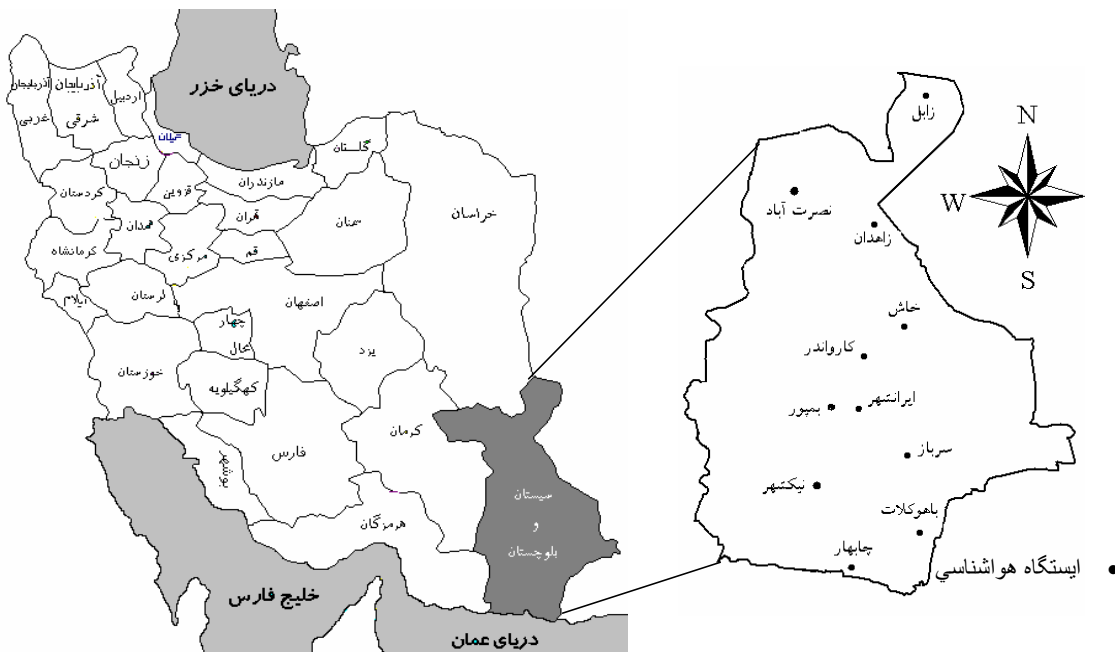
در این پژوهش، از داده‌های بارندگی ماهانه ۱۱ ایستگاه سینوپتیک و کليماتولوژی استان سیستان و بلوچستان با طول دوره آماری ۳۶ سال (۲۰۰۰-۱۹۶۵ میلادی) استفاده به عمل آمد. داده‌های بارندگی ایستگاه‌های مورد مطالعه از نظر همگنی، استقلال و تصادفی بودن مورد ارزیابی قرار گرفت و سری‌های مشکوک با استفاده از داده‌های ایستگاه‌های مینا اصلاح شد. همگنی داده‌ها با استفاده از نمودار جرم مضاعف^{۱۴} و آزمون ناپارامتری من-ویتنی^{۱۵} مورد بررسی قرار گرفت. در این بررسی مشخص گردید که بیشتر ایستگاه‌ها با ایستگاه‌های مینا (زاهدان، میانگین اقلیمی منطقه) همگن می‌باشند. شکستگی‌های جزئی در نمودار توده افزایشی برخی ایستگاه‌ها مثل نیکشهر و خاش با استفاده از روند تغییرات ایستگاه‌های مینا اصلاح گردید. تصادفی بودن و استقلال داده‌ها به ترتیب با استفاده از آزمون دنباله‌ها^{۱۶} و آزمون ناپارامتری اسپیرمن^{۱۷} مورد ارزیابی قرار گرفت و به تأیید رسید. داده‌های گم شده (در مقیاس ماهانه) در همه ایستگاه‌ها با استفاده از روش همبستگی بازسازی گردید. همچنین با توجه به ضریب همبستگی بالا بین داده‌های بارندگی ایستگاه‌های منطقه، طول دوره آماری ایستگاه کارواندر به مدت یک سال افزایش و به دوره مشترک ۲۰۰۰-۱۹۶۵ بسط داده شد.

ویژگی‌های خشکسالی و پیش بینی آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو در این مقاله ویژگی‌های خشکسالی با استفاده از نمایه SPI در مقیاس‌های زمانی ۳ و ۶ ماهه و با بهره‌گیری از مدل زنجیره مارکف در استان سیستان و بلوچستان مورد بررسی و پیش‌بینی قرار می‌گیرد.

۲- ویژگی‌های منطقه و داده‌های مورد استفاده

استان سیستان و بلوچستان در جنوب شرقی ایران و در محدوده ۲۴°۵۵' و ۳۱°۲۸' عرض شمالی و ۵۸°۴۰' و ۶۳°۱۶' طول شرقی قرار دارد. شکل ۱ موقعیت جغرافیایی این استان و ایستگاه‌های مورد استفاده را نشان می‌دهد.

منشاء اصلی بارندگی‌های جنوب شرق ایران عمدتاً سامانه‌هایی هستند که در فصل سرد سال در بستر بادهای غربی به این منطقه وارد می‌شوند. تفاوت بین سالی در فراوانی سامانه‌های مدیترانه‌ای موثر بر استان، باعث می‌شود که بارندگی‌های این منطقه از سالی به سال دیگر متفاوت و ضریب تغییرات آن افزایش یابد. سامانه‌های مدیترانه‌ای زمانی به سیستان و بلوچستان می‌رسند که از نظر مقدار رطوبت دچار فرسودگی شده و توان کافی برای ایجاد بارش در این استان را ندارند و بارندگی اندکی را سبب می‌شوند. به همین علت میزان بارندگی سالانه ایستگاه‌های این استان در اغلب سالها کمتر



شکل ۱- موقعیت استان سیستان و بلوچستان در جنوب شرق ایران و پراکنش ایستگاه‌های هواشناسی در آن

۳- روش تحقیق

در این پژوهش از نمایه SPI برای شناسایی دوره‌های خشک و از مدل زنجیره مارکف مرتبه اول برای پیش بینی سری زمانی SPI استفاده به عمل آمده است. در زیر روش محاسبه SPI و مدل زنجیره مارکف برای آشنایی بیشتر معرفی می‌گردد.

۳-۱- نمایه SPI

برای محاسبه نمایه SPI می‌توان بارندگی ماهانه و یا مجموع بارندگی در هر بازه زمانی دلخواه (سه ماهه، شش ماهه و ...) را با استفاده از یک توزیع مناسب مانند توزیع گاما و یا پیرسون تیپ سه برازش داد. (1999) Guttman توزیع پیرسون تیپ سه را مناسب‌ترین توزیع برای برازش بارندگی ماهانه پیشنهاد کرده است هرچند که بسیاری از پژوهشگران همچون (1993) Mckee et al. توزیع گاما را پیشنهاد نموده‌اند. تابع چگالی احتمال توزیع گاما برای $x > 0$ به شکل رابطه (۱) محاسبه می‌گردد (Bordi et al., 2001).

$$g(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x/\beta} \quad (1)$$

در رابطه (۱) $\alpha > 0$ پارامتر شکل، $\beta > 0$ پارامتر مقیاس توزیع گاما و $x > 0$ مقدار بارندگی می‌باشند. در این رابطه $\Gamma(\alpha)$ نیز تابع گاما می‌باشد که به شکل رابطه (۲) تعریف می‌شود (Lloyd-Hughes & Saunders, 2002).

$$\Gamma(\alpha) = \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{v=0}^{n-1} \frac{n! n^{v-1}}{y+v} \equiv \int_0^{\infty} y^{\alpha-1} e^{-y} dy \quad (2)$$

برای برازش داده‌های بارندگی به توزیع گاما لازم است که α و β برآورد گردند. (1997) Edwards & Mckee برای برآورد این دو پارامتر استفاده از روش بیشینه درست نمایی را پیشنهاد کرده‌اند که به شکل رابطه‌های (۳) و (۴) تعریف می‌شوند.

$$\tilde{\alpha} = \frac{1}{4A} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{4A}{3}} \right) \quad (3)$$

$$\tilde{\beta} = \frac{\bar{X}}{\tilde{\alpha}} \quad (4)$$

در رابطه (۳) مقدار A برای n مشاهده به شکل رابطه (۵) برآورد می‌گردد.

$$A = \ln(\bar{x}) - \frac{\sum \ln(x)}{n} \quad (5)$$

در رابطه (۵)، n تعداد مشاهداتی است که در آن بارندگی روی داده است و \bar{x} نیز میانگین بارندگی بازه زمانی مورد نظر (ماهانه، سه ماهه و ...) می‌باشد. با استفاده از پارامترهای برآورد شده در رابطه‌های بالا می‌توان احتمال تجمعی بارندگی در مقیاس مورد نظر را برای هر ایستگاه محاسبه نمود. با فرض $t=x/\beta$ ، احتمال تجمعی به شکل تابع گامای ناقص در خواهد آمد و به شکل رابطه (۶) تعریف می‌شود.

$$G(x) = \int_0^x g(x) dx = \frac{1}{\Gamma(\tilde{\alpha})} \int_0^x t^{\tilde{\alpha}-1} e^{-t} dt \quad (6)$$

از آنجایی که تابع گاما برای $x=0$ قابل تعریف نمی‌باشد و داده‌های بارندگی همواره دربرگیرنده تعداد زیادی مشاهده با بارندگی صفر می‌باشد، احتمال تجمعی بارندگی به شکل رابطه (۷) تبدیل می‌گردد.

$$H(x) = q + (1-q)G(x) \quad (7)$$

در این رابطه q برابر است با احتمال مقادیر بارندگی صفر. سرانجام $H(x)$ با استفاده از رابطه (۸) و (۹) به توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و انحراف از معیار یک انتقال داده می‌شود که نتیجه بدست آمده مقدار SPI شناخته می‌شود.

$$Z = SPI = - \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \quad (8) \quad 0 < H(x) \leq 0.5 \text{ برای}$$

$$Z = SPI = + \left(t - \frac{c_0 + c_1 t + c_2 t^2}{1 + d_1 t + d_2 t^2 + d_3 t^3} \right) \quad (9) \quad 0.5 < H(x) < 1 \text{ برای}$$

برای $0 < H(x) \leq 0.5$ و $0.5 < H(x) \leq 1.0$ مولفه t به ترتیب از رابطه‌های (۱۰) و (۱۱) بدست می‌آید.

$$t = \sqrt{\ln \left(\frac{1}{(H(x))^2} \right)} \quad (10)$$

$$t = \sqrt{\ln \left(\frac{1}{(1.0 - H(x))^2} \right)} \quad (11)$$

مولفه‌های $c_0, c_1, c_2, d_1, d_2, d_3$ نیز ضرایب ثابتی هستند که به شرح زیر تعریف می‌شوند.

$$\begin{aligned} c_0 &= 2.515517 & d_1 &= 1.432788 \\ c_1 &= 0.802853 & d_2 &= 0.189269 \\ c_2 &= 0.010328 & d_3 &= 0.001308 \end{aligned}$$

بدین ترتیب مقادیر SPI برابر با نمره استاندارد^{۱۸} در توزیع نرمال استاندارد می‌باشد که برابر با جدول ۱ طبقه‌بندی می‌شوند (McKee et al., 1995).

جدول ۱- طبقه بندی مقادیر SPI

مقادیر SPI	گروه
۲ و بالاتر	ترسالی بسیار شدید
۱/۵۰ تا ۱/۹۹	ترسالی شدید
۱/۰۰ تا ۱/۴۹	ترسالی ملایم
۰/۹۹ تا -۰/۹۹	نزدیک به نرمال
-۱/۰۰ تا -۱/۴۹	خشکسالی ملایم
-۱/۵۰ تا -۱/۹۹	خشکسالی شدید
-۲/۰۰ و کمتر	خشکسالی بسیار شدید

سری زمانی SPI در این مطالعه، خشک (D)، نرمال (N) و مرطوب (W) در نظر گرفته شود، وضعیت محیط در گام بعدی می‌تواند با درصدی از احتمال، هر یک از حالت‌های D، N و W باشد. احتمال یاد شده، احتمال انتقال نامیده شده و در صورت استفاده از زنجیره مارکف مرتبه یک و با توجه به وضعیت موجود به صورت یک احتمال شرطی برآورد می‌گردد. درجه همبستگی میان حالت‌ها را می‌توان به کمک ماتریس احتمال انتقال نشان داد که مجموع درایه‌های هر سطر آن باید معادل یک گردد. 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 آتی را در دراز مدت پیش بینی نمود. به ماتریس حاصل که مقادیر تمام سطرها آن برابر می‌باشد، ماتریس احتمال تعادل^{۲۰} گفته می‌شود. برای بدست آوردن این ماتریس می‌باید ماتریس احتمال انتقال را بی نهایت بار در خود ضرب نمود (Wilks, 1995; Thompson, 1990).

در این پژوهش، از مدل زنجیره مارکف مرتبه اول برای مدل سازی سری‌های زمانی SPI در مقیاس زمانی ۳ و ۶ ماهه استفاده شده است. ماتریس احتمال انتقال هر دو سری با استفاده از شمارش تعداد دفعاتی که سری SPI از حالت *i* به حالت *j* (n_{ij}) انتقال پیدا کرده است محاسبه گردید.

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{k=1}^N n_{ik}} \quad (13)$$

که در آن \hat{p}_{ij} احتمال انتقال از حالت *i* به حالت *j*؛ *n* تعداد دفعات گذر از حالت *i* به حالت *j*؛ و *N* تعداد حالت‌های ممکن می‌باشد. (Thompson, 1990).

با استفاده از ماتریس احتمال انتقال و محاسبه نسبت فراوانی شرطی، احتمال تعادل برای هر یک از حالت‌های سه گانه محاسبه گردید. به عنوان مثال در صورت داشتن تعداد فراوانی انتقال از حالت‌های ممکن به حالت خشک، می‌توان احتمال تعادل دوره خشک را از رابطه (۱۴) بدست آورد.

$$P^*_D = \frac{(p_{D,D} + p_{W,D} + p_{N,D})}{N} \quad (14)$$

که در آن P^*_D ، احتمال تعادل دوره خشک، $p_{D,D}$ ، احتمال انتقال از دوره خشک به یک دوره خشک دیگر، $p_{W,D}$ ، احتمال انتقال از یک

۳-۲- مدل زنجیره مارکف

مدل‌های زنجیره مارکف از جمله فرآیندهای تصادفی هستند که در شبیه‌سازی و مدل سازی سری‌های زمانی گسسته کاربرد گسترده‌ای دارند. وابستگی متغیرهای تصادفی به زمان در سری‌های زمانی از طریق ضریب خود همبستگی و یا ماتریس‌های احتمال انتقال بیان می‌شوند. ماتریس احتمال انتقال^{۱۹} ماتریس مربعی است که بسته به تعداد حالت‌های آن، تعداد *n* ترکیب ممکن از احتمال انتقال از حالتی به حالت دیگر را در بر می‌گیرد. مدل زنجیره مارکف بر اساس تعداد حالت‌ها و احتمال‌های انتقال از حالت *i* به حالت *j* (P_{ij}) شناخته می‌شود. احتمال انتقال بیانگر احتمال قرار گرفتن سیستم در یکی از حالت‌های ممکن در گام زمانی آینده می‌باشد. مدل زنجیره مارکف مرتبه اول اصلی ترین شکل مدل زنجیره مارکف به شمار می‌رود. زنجیره مارکف مرتبه اول عبارت است از یک سری زمانی گسسته، که در آن، رفتار سری در گام زمانی آینده تنها به حال بستگی دارد و نه به گام‌های گذشته. مدل زنجیره مارکف مرتبه اول به شکل زیر بیان می‌گردد (Wilks, 1995).

$$p\{x_{t+1}|x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1\} = p\{x_{t+1}|x_t\} \quad (12)$$

که در آن: *p*، احتمال وقوع حالت x_{t+1} به شرط وقوع حالت x_t ، *x* متغیر حالت، و *t* گام زمان می‌باشد.

تعداد حالت در زنجیره مارکف می‌تواند از دو تا *N* حالت تغییر یابد. در اقلیم شناسی و هیدرولوژی، زنجیره مارکف دو یا سه حالت به بیشترین کاربرد را دارد (Wilks, 1995). اگر حالت‌های ممکن برای

۴- نتایج و بحث

بر مبنای سه حالت تر، خشک و نرمال، ماتریس‌های احتمال انتقال برای سری‌های زمانی SPI در مقیاس زمانی ۳ و ۶ ماهه محاسبه شد. جدول ۲ ماتریس احتمال انتقال سری زمانی SPI شش ماهه را ارائه می‌نماید. همان گونه که در این جدول پیداست، احتمال گذر از یک حالت معین به همان حالت بسیار بالا است و در عوض احتمال گذر از حالت خشک به تر و یا بر عکس بسیار پائین می‌باشد. با توجه به جدول ۲ ملاحظه می‌شود که احتمال گذر از حالت خشک به خشک ($P_{D,D}$) و یا تر به تر ($P_{W,W}$) در همه ایستگاه‌ها بین ۶۰ تا ۸۰ درصد است. احتمال این که پس از یک ماه نرمال یک ماه خشک فرا رسد ($P_{N,D}$)، ۱۳ تا ۲۵ درصد و احتمال این که از پس یک ماه تر، خشکسالی فرا رسد ($P_{W,D}$)، کمتر از شش درصد می‌باشد. چنین وضعیتی نیز برای ماتریس احتمال انتقال سری زمانی SPI سه ماهه وجود دارد که برای حفظ اختصار جدول آن ارائه نشده است.

همچنین احتمال تعادل ایستگاه‌های مورد مطالعه برای حالت‌های سه‌گانه محاسبه و در جدول ۳ ارائه گردیده است. این جدول بیانگر آن است که هر ایستگاه در دراز مدت، به طور متوسط چند درصد از زمان را در یک حالت معین باقی خواهد ماند. به عنوان مثال، ایستگاه زاهدان بر اساس SPI سه ماهه در درازمدت به ترتیب ۲۳، ۴۲ و ۳۵ درصد از زمان را در حالت‌های خشک، نرمال و تر خواهد بود. مجموع هر سه حالت برابر با یک (۱۰۰ درصد) می‌باشد. این جدول نشان می‌دهد که به طور میانگین، احتمال تعادل دوره‌های خشک، تر و نرمال در ایستگاه‌های منطقه به ترتیب ۲۱، ۳۶ و ۴۴ درصد می‌باشد. این بدین معنی است که منطقه تقریباً در ۵۰ درصد از مواقع در حالت نرمال به سر خواهد برد و احتمال قرار گرفتن منطقه در یک دوره خشک نیز کمتر از دوره تر خواهد بود. احتمال تعادل در سری زمانی SPI شش ماهه نشان می‌دهد که در این مقیاس زمانی احتمال ماندن در خشکسالی در بیشتر ایستگاه‌ها افزایش یافته است و در عوض از احتمال تعادل حالت نرمال کاسته شده است. این وضعیت برای حالت‌های خشک، نرمال و تر در ایستگاه زاهدان به ترتیب ۳۳، ۳۸ و ۲۹ درصد می‌باشد.

جدول ۴ تعداد رویدادهای خشک، تر و نرمال مورد انتظار را در ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. این جدول نشان می‌دهد که در بیشتر ایستگاه‌ها تعداد دوره‌های نرمال، بیشتر از دوره‌های تر و خشک و تعداد رویدادهای تر، بیشتر از رویدادهای خشک می‌باشد.

دوره تر به یک دوره خشک، $P_{N,D}$ ، احتمال گذر از یک دوره نرمال به یک دوره خشک، و N تعداد کل انتقال ممکن از یک حالت به حالت خشک می‌باشد.

برای تعیین تعداد دوره‌های خشک، تر یا نرمال مورد انتظار در آینده، ابتدا باید احتمال وقوع دوره‌های خشک، تر یا نرمال در سری مورد مطالعه تعیین گردد. اگر محیط در حالت تر و یا نرمال باشد و به حالت خشک گرایش پیدا کند، خشکسالی روی می‌دهد. احتمال انتقال از یک دوره غیر خشک به یک دوره خشک را می‌توان از طریق جمع جبری حاصل ضرب احتمال انتقال از آن حالت ویژه به دوره خشک در احتمال تعادل همان حالت، بدست آورد. تعداد دفعاتی که خشکسالی (گذر از حالت‌های تر به خشک و نرمال به خشک) روی می‌دهد برابر است با حاصل ضرب احتمال گذر از یک سطح آستانه در طول مدت سری زمانی (اندازه نمونه) مورد بررسی که به شکل رابطه (۱۵) نشان داده می‌شود. اندازه نمونه در این پژوهش برای سری زمانی SPI در مقیاس زمانی ۳ و ۶ ماهه به ترتیب ۴۳۰ و ۴۲۷ می‌باشد. با استفاده از رابطه (۱۵) و سطح آستانه ± 0.5 ، SPI حالت‌ها یا دوره‌های خشک (D)، تر (W) و نرمال (N) تعیین گردید. به این ترتیب مقادیر SPI کوچکتر از -0.5 ، خشک، بزرگتر از $+0.5$ ، تر، و بین 0.5 و -0.5 ، نرمال در نظر گرفته شد.

$$E(D) = P_D \cdot t \quad (15)$$

که در آن $E(D)$ امید ریاضی خشکسالی و یا تعداد متوسط خشکسالی‌های مورد انتظار در دوره مورد مطالعه و P_D احتمال رویداد خشکسالی‌ها (احتمال رفتن از حالت‌های غیر از خشکی به خشکی) می‌باشد. بر این اساس اگر به عنوان مثال حالت‌های تحت مطالعه D ، N و W و احتمال تعادل آنها $P_{D,D}^*$ ، $P_{N,D}^*$ و $P_{W,D}^*$ ، و احتمال رفتن از حالت W به D و نیز از حالت N به D در ماتریس احتمال انتقال به ترتیب $P_{W,D}$ و $P_{N,D}$ باشند، احتمال رویداد خشکسالی از رابطه (۱۶) بدست می‌آید.

$$P_D = P_{N,D}^* \cdot P_{N,D} + P_{W,D}^* \cdot P_{W,D} \quad (16)$$

برای پیش بینی میانگین تداوم خشکسالی در آینده، کافی است که احتمال تعادل حالت خشک را بر احتمال رویداد دوره خشک حاصل از رابطه (۱۶)، تقسیم نماییم:

$$E(L) = P_D^* / P_D \quad (17)$$

جدول ۲- ماتریس احتمال انتقال SPI شش ماهه

ایستگاه	W	N	D	حالت	ایستگاه	W	N	D	حالت
نیکشهر	۰.۰۲	۰.۳	۰.۶۸	D	باهوکلات	۰.۰۵	۰.۲۷	۰.۶۹	D
	۰.۱۹	۰.۵۹	۰.۲۱	N		۰.۱۶	۰.۵۹	۰.۲۵	N
	۰.۷۸	۰.۱۶	۰.۰۵	W		۰.۷۹	۰.۱۷	۰.۰۳	W
نصرت آباد	۰.۰۳	۰.۳۷	۰.۶	D	بمپور	۰.۰۳	۰.۳۶	۰.۶۱	D
	۰.۰۲	۰.۶	۰.۱۹	N		۰.۰۲	۰.۵۶	۰.۲۳	N
	۰.۷۲	۰.۲۲	۰.۰۶	W		۰.۷۱	۰.۲۴	۰.۰۴	W
سرباز	۰.۰۱	۰.۱۷	۰.۸۲	D	چابهار	۰.۰۳	۰.۳۱	۰.۶۶	D
	۰.۱۷	۰.۷	۰.۱۳	N		۰.۱۵	۰.۶۷	۰.۱۸	N
	۰.۸۱	۰.۱۵	۰.۰۴	W		۰.۷۷	۰.۱۸	۰.۰۵	W
زابل	۰.۰۷	۰.۲۸	۰.۶۵	D	ایرانشهر	۰.۰۴	۰.۲۲	۰.۷۳	D
	۰.۲۴	۰.۵۵	۰.۲	N		۰.۱۷	۰.۶۴	۰.۱۹	N
	۰.۶۶	۰.۳۱	۰.۰۴	W		۰.۷۵	۰.۲۱	۰.۰۵	W
زاهدان	۰.۰۳	۰.۲۸	۰.۶۸	D	کارواندر	۰.۰۴	۰.۲۷	۰.۷	D
	۰.۱۹	۰.۵۶	۰.۲۵	N		۰.۱۵	۰.۶۱	۰.۲۳	N
	۰.۷۲	۰.۲۵	۰.۰۲	W		۰.۷۸	۰.۱۹	۰.۰۴	W

برای دوره‌های تر نیز بین ۲/۵ ماه در بمپور، چابهار و زاهدان تا ۴/۳ ماه در ایستگاه زابل در تغییر است. اما در مقیاس زمانی شش ماهه همان گونه که انتظار می‌رود بر میانگین تداوم پیش بینی شده، افزوده شده است. میانگین تداوم پیش بینی شده برای دوره خشک از حداقل ۲/۵ ماه در نصرت آباد تا حداکثر ۵/۴ ماه در ایستگاه سرباز متفاوت می‌باشد. حداکثر تداوم پیش بینی شده برای دوره تر و نرمال در این مقیاس زمانی به ترتیب ۵/۳ و ۳/۴ ماه است.

توزیع مکانی احتمال ماندن در تله خشکسالی ($p_{D,D}$)، احتمال گذر از حالت خشک به حالت تر ($p_{D,W}$)، احتمال تعادل خشکسالی، تداوم و تعداد خشکسالی‌های قابل انتظار در درازمدت برای مقیاس‌های زمانی ۳ و ۶ ماهه مورد بررسی قرار گرفت و نقشه‌های آن تولید گردید. با توجه به شکل ۲-الف که توزیع مکانی احتمال ماندن در تله خشکسالی را بر اساس SPI شش ماهه نشان می‌دهد، احتمال ماندن در وضعیت خشکسالی در بخش‌های مرکزی استان بسیار زیاد (۷۰ تا ۸۰ درصد) و در بخش شرقی بسیار کمتر (کمتر از ۵۰ درصد) می‌باشد. شکل ۲-ب بیانگر آن است که احتمال گذر از حالت خشک به حالت تر در تمامی استان کمتر از پنج درصد

در مقیاس زمانی شش ماهه نیز همین وضعیت کم و بیش تکرار می‌شود. با این تفاوت که در سری زمانی SPI شش ماهه از تعداد رویدادهای تر نسبت به خشک به طور چشم‌گیری کاسته شده است. دوره‌های خشک، تر و نرمال روی داده در ایستگاه‌های منطقه دارای تداوم مختلف می‌باشند. برخی از این دوره‌ها کوتاه و برخی بلندمدت می‌باشند که آثار مهمی برجای می‌گذارند. با بررسی سری زمانی نمایه مورد بررسی می‌توان پی برد که در کدامیک از ایستگاه‌ها طول دوره‌های خشک، تر و نرمال بیشتر است. این موضوع به ویژه برای برنامه‌ریزی‌های منابع آب و کشاورزی دارای اهمیت می‌باشد. از این رو پیش بینی میانگین تداوم خشکسالی (ترسالی و یا نرمال) می‌تواند در این زمینه مفید و راهگشا باشد. جدول ۵ میانگین تداوم دوره‌های خشک، تر و نرمال را در ایستگاه‌های مختلف نشان می‌دهد.

بر اساس جدول ۵ میانگین تداوم دوره خشکسالی پیش بینی شده در مقیاس زمانی سه ماهه از حداقل ۱/۵ ماه در ایستگاه بمپور تا حداکثر ۲/۶ ماه در ایستگاه ایرانشهر در نوسان است. میانگین تداوم پیش‌بینی شده دوره‌های نرمال از ۱/۵ ماه در ایستگاه زابل تا ۳/۴ ماه در ایستگاه باهوکلات در نوسان است. میانگین تداوم پیش بینی شده

انتظار پنج ماه پیش بینی شده است. این مقدار در بخش‌های شمالی و غربی استان، ۳ تا ۱ ماه پیش بینی شده است. چنین روندی در بررسی توزیع مکانی ویژگی‌های یاد شده در بالا برای مقیاس زمانی سه ماهه نیز مشاهده شد که به جهت اختصار ارائه نگردیده است. لازم به یادآوری است که به علت نبود ایستگاه در بخش‌های غربی و شرقی استان، مقادیر برآوردی به صورت برونیابی بدست آمده است که از دقت نقشه‌ها در این نقاط می‌کاهد.

می‌باشد. با این حال، وضعیت دشت زابل و شرق استان بهتر می‌باشد و شانس بیشتری برای عبور از حالت خشک به حالت تر دارند. شکل ۳-الف نقشه احتمال تعادل خشکسالی را در مقیاس شش ماهه نشان می‌دهد. این نقشه نشان می‌دهد که وضعیت بخش مرکزی استان سخت تر است و این منطقه در ۳۰ درصد از دوره مورد بررسی در خشکسالی به سر برده است. این مقدار به سمت شرق و غرب کمتر می‌شود. شکل ۳-ب نشان می‌دهد که تداوم مورد انتظار خشکسالی در جنوب شرقی استان بیشتر می‌باشد. در این منطقه تداوم مورد

جدول ۳- احتمال تعادل حالت‌های خشک، نرمال و تر برای ایستگاه‌های استان

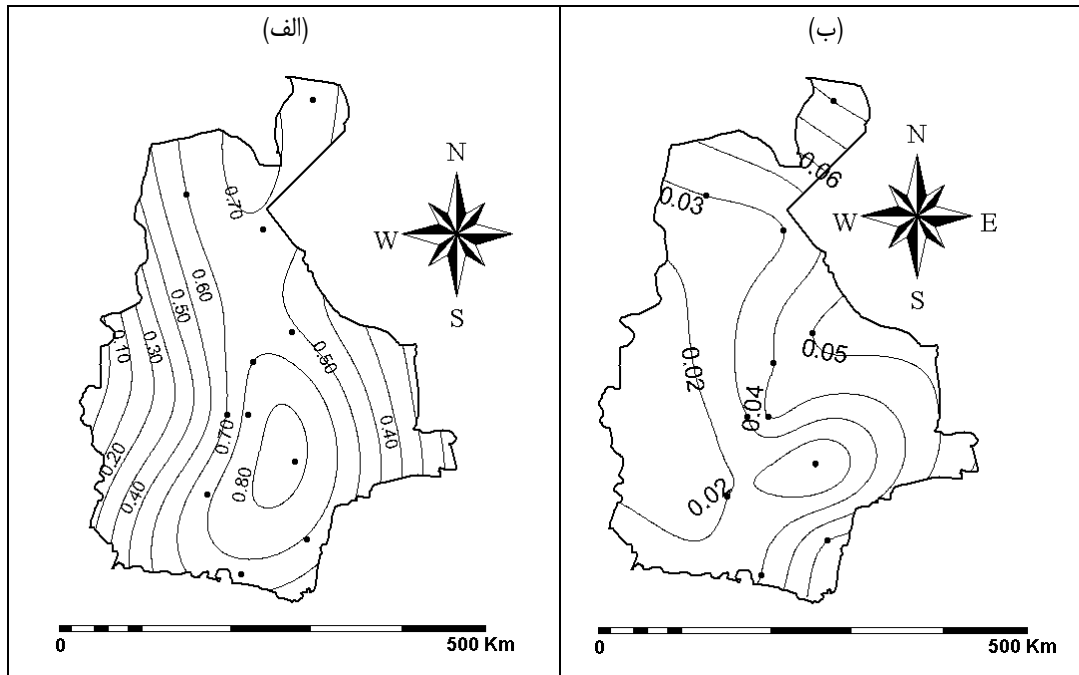
سری زمانی SPI سه ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	0.18	0.17	0.15	0.26	0.24	0.21	0.22	0.15	0.27	0.19	0.23
نرمال	0.52	0.44	0.50	0.42	0.47	0.51	0.47	0.38	0.43	0.25	0.42
تر	0.30	0.39	0.35	0.32	0.29	0.28	0.31	0.47	0.31	0.56	0.35
سری زمانی SPI شش ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	0.31	0.28	0.27	0.32	0.33	0.31	0.30	0.25	0.32	0.27	0.33
نرمال	0.35	0.40	0.43	0.38	0.37	0.41	0.36	0.42	0.35	0.40	0.38
تر	0.34	0.32	0.31	0.31	0.31	0.28	0.35	0.33	0.33	0.34	0.29

جدول ۴- تعداد رویدادهای مورد انتظار در ایستگاه‌های استان

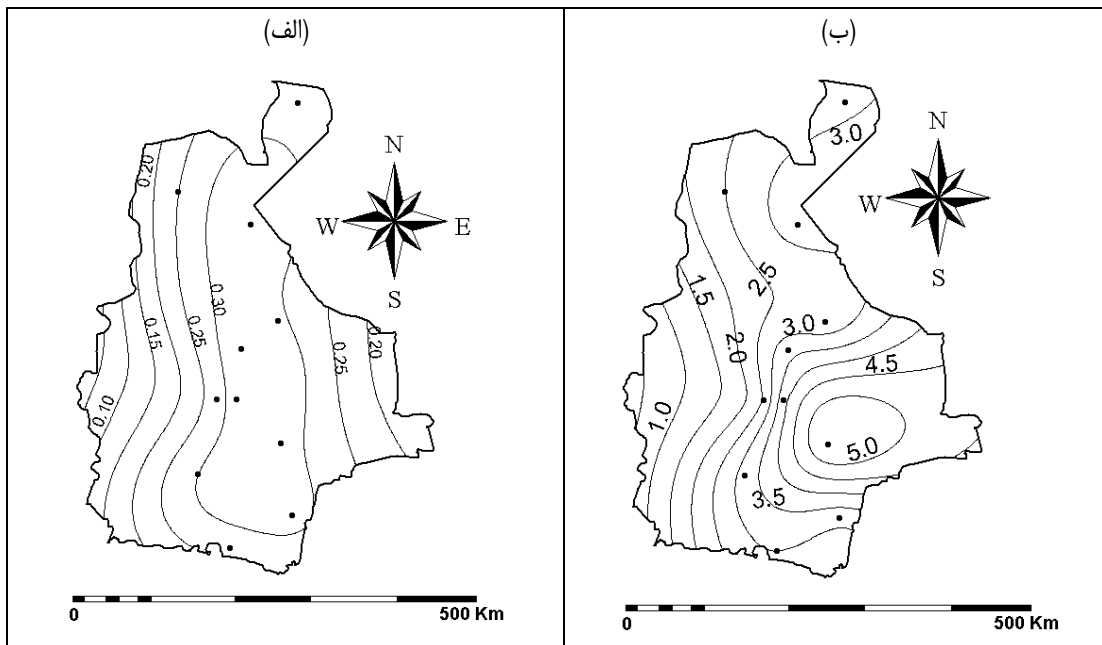
سری زمانی SPI سه ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	32	48	32	43	52	51	39	33	46	37	46
نرمال	67	88	84	74	74	77	71	84	80	70	94
تر	44	66	60	45	47	37	40	59	50	55	61
سری زمانی SPI شش ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	41	46	37	36	42	48	39	42	25	39	44
نرمال	59	75	59	56	60	66	62	70	44	75	71
تر	30	38	30	33	28	28	32	39	27	48	33

جدول ۵- میانگین تداوم دوره‌های خشک، تر و نرمال در ایستگاه‌های استان

سری زمانی SPI سه ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	2.3	1.5	2.0	2.6	1.9	1.8	2.4	1.9	2.5	2.2	2.1
نرمال	3.4	2.1	2.5	2.4	2.7	2.8	2.8	1.9	2.3	1.5	1.9
تر	3.0	2.5	2.5	3.1	2.6	3.2	3.2	3.4	2.6	4.3	2.5
سری زمانی SPI شش ماهه											
حالت	باهوکلات	بمپور	چابهار	ایرانشهر	کارواندر	خاش	نیکشهر	نصرت آباد	سرباز	زابل	زاهدان
خشک	3.2	2.6	3.0	3.8	3.3	2.7	3.2	2.5	5.4	2.9	3.2
نرمال	2.5	2.3	3.1	2.9	2.6	2.7	2.5	2.5	3.4	2.2	2.3
تر	4.8	3.5	4.4	4.0	4.5	4.1	4.6	3.6	5.3	2.9	3.6



شکل ۲- توزیع مکانی الف) احتمال $P_{D,D}$ و ب) احتمال $P_{D,W}$ در مقیاس زمانی شش ماهه در استان سیستان و بلوچستان



شکل ۳- توزیع مکانی الف) احتمال تعادل خشکسالی و ب) تداوم قابل انتظار خشکسالی (به ماه) در مقیاس زمانی شش ماهه در استان سیستان و بلوچستان

۵- نتیجه گیری

در این پژوهش، با استفاده از زنجیره مارکف مرتبه اول و بر اساس نمایه SPI در مقیاس ۳ و ۶ ماهه، احتمالات گذر و ماندگاری در سه حالت خشکسالی، نرمال و ترسالی مورد بررسی قرار گرفت و نتایج کلی زیر بدست آمد:

- ۱- احتمال گذر از یک حالت معین به همان حالت، محتمل تر از گذر به سایر شرایط است.
- ۲- بر اساس SPI سه ماهه، میانگین احتمال تعادل دوره‌های خشک، تر و نرمال در ایستگاه‌های منطقه به ترتیب ۲۱، ۳۶ و ۴۴ درصد برآورد گردید.
- ۳- احتمال ماندن در تله خشکسالی در مقیاس شش ماهه نسبت به سه ماهه افزایش نشان می‌دهد و نتایج حاکی از کاهش احتمال تعادل در شرایط نرمال است.
- ۴- تعداد رویدادهای نرمال بیش از حالات تر و شرایط تر بیش از شرایط خشک وقوع یافته است.
- ۵- احتمال ماندگاری و طولانی شدن دوره‌های خشکسالی در نواحی مرکزی استان بیش از سایر نواحی استان است.
- ۶- در مدیریت بهینه منابع آب گذر از یک ماه نرمال یا مرطوب به یک ماه خشک باید بیشتر مورد توجه قرار گیرد چرا که احتمال ماندگاری در شرایط خشک در منطقه بسیار زیاد است. بطور کلی در استان سیستان و بلوچستان احتمال بروز پدیده خشکسالی در مقیاس زمانی سه ماهه ۲۱ درصد است. در دوره‌های نرمال نیز کمبود آب در استان با توجه به میزان مصرف همچنان پا برجا می‌باشد به ویژه اگر شرایط نرمال پس از یک دوره خشک پدیدار گردد. از این رو با در نظر گرفتن احتمال ۴۴ درصدی حالت نرمال در این استان می‌توان چنین عنوان نمود که مجموع ریسک کم آبی و خشکسالی در استان سیستان و بلوچستان به ۶۵ درصد می‌رسد. نتایج این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که احتمال ماندگاری مناطق مرکزی استان در شرایط خشک و به طور کلی ریسک پذیری آن در برابر پدیده خشکسالی بیشتر از دیگر نقاط استان است که این مهم توجه ویژه مدیران استانی را در تنظیم اولویت‌ها در برنامه‌های مدیریت ریسک خشکسالی جستجو می‌کند.

پی‌نوشت‌ها

- 1 - Equilibrium Probability
- 2 - Palmer Drought Severity Index
- 3 - Crop Moisture Index
- 4 - Surface Water Supply Index
- 5- Percent of Normal

- 6 - Bhalme and Mooley Drought Index
- 7 - Standardized Precipitation Index
- 8 - Auto Correlation
- 9 - Markov Chain
- 10- Run Theory
- 11- Hidden State Markov
- 12- Transition Probability Matrix
- 13- Thornthwaite Moisture Index
- 14 - Double Mass Curve
- 15 - Mann-Whitney
- 16- Run Test
- 17- Spearman ρ Test
- 18- Z-score
- 19- Transition Probability Matrix
- 20- Equilibrium Probability Matrix

۶- مراجع

- آشگر طوسی، شادی، عزیزاده، امین و سهیلا. جوانمرد (۱۳۸۲) "پیش‌بینی احتمالات وقوع خشکسالی در استان خراسان" فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۸۲، شماره ۳: ۱۱۹-۱۲۸.
- حقیقت جو، پرویز. و زمان شاه محمدی (۱۳۸۰) "کاربرد زنجیره مارکف در بررسی خشکسالی و ترسالی منطقه سیستان با توجه به دبی رودخانه هیرمند"، کنفرانس بررسی راهکارهای مقابله با بحران آب، دانشگاه زابل، ۱۷۳-۱۷۷.
- رضیعی، طیب، ثقفیان، بهرام و علیرضا شکوهی (۱۳۸۲) "پیش‌بینی شدت- تداوم- فراوانی خشکسالی با استفاده از روش‌های احتمالاتی و سری‌های زمانی (مطالعه موردی استان سیستان و بلوچستان)"، مجله بیابان، ۸(۴): ۲۹۲-۳۱۰.
- Arasteh, P.D. and Mianehrow. M. (2004), "Water deficit and drought forecast by a Markov-Chain model: case study in Central Iran", Proceedings of the 4th International Iran and Russia Conference in Agriculture and Natural Resources, Shahrekord, Iran.
- Bhalme, H.N. and Mooley, D.A. (1980), "Large-scale drought/floods and monsoon circulation", *Monthly Weather Review*, 108: pp. 1197-1211.
- Bordi, I., Frigio, S., Parenti, P., Speranza, A., and Sutera. A. (2001), "The analysis of the Standardized Precipitation Index in the Mediterranean area: large scale patterns", *Annali Di Geofisica*, Vol.44, No. 5/6: pp. 965-978.
- Edwards D.C. and McKee TB. (1997), "Characteristics of 20th century drought in the United States at multiple timescales", Colorado State University: Fort Collins. Climatology Report No. pp. 97-2.

- Palmer, W.C. (1965), "Meteorological Drought", Research Paper No. 45, U.S. Department of Commerce Weather Bureau, Washington, D.C.
- Paulo, A.A., C. Coelho, and Pereira. L.S. (2003), "Drought class transition analysis through Markov and log linear models", *Proceedings of the 6th Inter-regional Conference on Environment-Water, Land and Water Use Planning and Management*, Albacete, Spain.
- Paulo, A.A., E. Ferreira, and Pereira. L.S. (2005), "Stochastic prediction of SPI drought class transitions", *ICID 21st European regional conference*, 15-19 May 2005, Frankfurt (Oder), Germany.
- Shafer, B.A. and Dezman. L.E (1982), "Development of a Surface Water Supply Index (SWSI) to assess the severity of drought conditions in snow pack runoff areas", *IN Proceedings of the (50th) Annual Western Snow Conference*, pp.164-175. Fort Collins, CO: Colorado State University.
- Thompson, S. A. (1990), A Markov and runs analysis of drought in the central united states", *Physical Geography*, 11 (3), 191-205.
- Thyer, M. and Kuczera. G. (2000), "Modeling long-term persistence in hydroclimatic time series using a hidden state Markov model", *Water resources. Res.*, 36(11), pp. 3301-3310.
- Wilks, D.S. (1995), "Statistical methods in the atmospheric sciences", Academic Press, San Diego, California, USA, 467 pp.
- Willeke, G., J.R.M. Hosking, J.R. Wallis, and Guttman. N.B. (1994), "The national drought atlas", Institute for water resources, report 94-NDS-4, U.S. Army Corps of Engineers.
- Gibbs, W.J. and Maher. J.V. (1967), "Rainfall deciles as drought indicators", Bureau of Meteorology Bulletin No. 48, Commonwealth of Australia, Melbourne, Australia.
- Guttman, N. B. (1999), "Accepting the Standardized Precipitation Index: a calculation algorithm", *J. of Amer. Water Resources Assn.*, 35, pp. 311-322.
- Hayes, M.J., M.D. Svoboda, D.A. Wilhite and Vanyarkho. O.V. (1999), "Monitoring the 1996 drought using the Standardized precipitation Index", *Bulletin of the American Meteorological Society*, 80(3): pp. 429- 437.
- Keyantash, J. and Dracup. J.A. (2003), "The Quantification of drought: An evaluation of drought indices", *American Meteorological Society*, 83, No. 8 (Aug): pp. 1167-1180.
- Lloyd-Hughes, B. and Saunders. M.A. (2002), "A drought climatology for Europe", *International Journal of Climatology* 22: pp. 1571-1592.
- Lohani, V.K. and Loganathan. G.V. (1997), "An early warning system for drought management using the Palmer Drought Index", *JAWA*, 33(6): pp. 1375-1386.
- McKee, T.B., N.J. Doesken, and Kleist. J. (1993), "The relationship of drought frequency and duration to time scales", *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, Anaheim, CA, USA, pp. 179-184.
- McKee, T.B., N.J. Doesken, and Kleist. J. (1995), "Drought monitoring with multiple time scales", *Proceedings of the 9th Conference on Applied Climatology*, Dallas, TX, USA, pp. 233-236.
- Palmer, W.C. (1968), "Keeping track of crop moisture conditions, nationwide: the new Crop Moisture Index", *Weatherwise*, 21: pp. 156-161.

تاریخ دریافت مقاله: ۲۵ مرداد ۱۳۸۴

تاریخ اصلاح مقاله: ۸ آذر ۱۳۸۵

تاریخ پذیرش مقاله: ۲۲ آذر ۱۳۸۵