

آشکارسازی تاثیر تغییر اقلیم بر خشک‌سالی‌های هواشناسی در شمال غرب ایران

مهدی قمقما^۱، نوذر قهرمان^{۲*} و سمیه حجایی^۱

^۱ دانشجوی دکتری هواشناسی کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران
^۲ دانشیار، گروه مهندسی آبیاری و آبادانی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، ایران

(دریافت: ۹۲/۴/۲۵، پذیرش نهایی: ۹۲/۱۱/۱۵)

چکیده

تغییر اقلیم پدیده‌ای است کم و بیش غیر قابل اجتناب. مدیریت موفق منابع آب نیازمند شناخت تاثیرات این پدیده در سازگاری با کم آبی است. از آنجا که سناریوهای تغییر اقلیم بر فرض تغییرات افزایشی و کاهش و یا ثبات نرمال‌های اقلیمی استوار هستند، انتظار می‌رود که این فرضیات در پایش پدیده‌های هواشناسی از جمله خشک‌سالی آشکار شوند. در تحلیل مارکوف، این تغییرات به شکل تغییر در مقادیر احتمالات انتقال و یا تغییر طبقات پیش‌آگاهی شده بروز می‌کنند که به‌طور قطع در تصمیم‌گیری‌های مدیریتی مهم هستند. در این تحقیق، براساس خروجی سه مدل بزرگ‌مقیاس (GCM) تحت سه سناریو، سری‌های اقلیمی دما و بارش در منطقه شمال غرب ایران با به کارگیری یک روش ریزمقیاس‌نمایی ناپارامتری برای دوره ۲۰۱۱-۲۰۴۰ شبیه‌سازی شد. روش ریزمقیاس‌نمایی مبتنی بر دو شیوه برآوردگر هسته تابع چگالی احتمال (KDE) و شیوه با نمونه‌گیری هدفمند است که تغییرات پیش‌بینی‌شده خروجی GCM را به سری زمانی تولید شده چشم‌انداز تعمیم می‌دهد. از شاخص اکتشاف خشک‌سالی (RDI) برای پایش پدیده خشک‌سالی طی دو دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۰ و ۲۰۱۱-۲۰۴۰ در ایستگاه‌های شمال غرب کشور استفاده و براساس تحلیل مارکوف، احتمالات انتقال و طبقات متناظر تا سه گام به جلو با هدف بررسی تاثیر فرضیات اقلیمی به کار رفته بر پیش‌آگاهی‌های مدیریتی محاسبه شدند. در مجموع یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد در شرایط افزایش دما و کاهش بارندگی به منزله بدبینانه‌ترین وضعیت، تاثیر پدیده تغییر اقلیم بر وقوع طبقات خشک‌سالی هواشناسی، حتی به شکل تغییر طبقه، نمود پیدا می‌کند. در بیشتر ایستگاه‌ها تحت این سناریو، تداوم وضعیت خطرناک خشک‌سالی بسیار شدید (طبقه ۴) تا دو گام به جلو پیش‌بینی شد که می‌تواند در برنامه‌ریزی منابع آب بسیار حائز اهمیت باشد.

واژه‌های کلیدی: ریزمقیاس‌نمایی، نمایه اکتشاف خشک‌سالی، تحلیل مارکوف، پیش‌آگاهی

Detection of climate change effect on meteorological droughts in northwest of Iran

Ghamghami, M.¹, Ghahreman, N.² and Hejabi, S.¹

¹Ph.D. Student of Agro-Meteorology, University of Tehran, Iran

²Associate Professor, Department of Irrigation and Reclamation Engineering, University of Tehran, Iran

(Received: 16 Jul 2013, Accepted: 04 Feb 2014)

Summary

Climate change that the human faces is a somewhat unavoidable phenomenon. Successful management of water resources needs recognition and perception of climate change in order to cope with water scarcity. The water scarcity is created by natural forcings such as drought, which is affected by regional climate. In other words, variation of climate variables as a result of climate change leads to variations in drought severity and frequency. Since climate change scenarios are based on assumption of increasing, decreasing or non-significant trend in climatic means, It is expected that the effects of these assumptions would be reflected in the prediction of meteorological phenomena like

drought. In Markov analysis, these variations are determined as change in transfer probability function values or shift in drought severity class, which are both important in management decisions. For instance, by increasing the temperature or decreasing the rainfall it is expected that occurrence of a drought event under certain conditions would be more probable. In this study, the outputs of three General Circulation Models (GCMs) namely; ECHO-G, CGCM3T63 HADCM3 under three climate change scenarios were downscaled using a non-parametric approach for simulation of rainfall and temperature series during 2011-2040 in northwest of Iran. This downscaling approach is combination of two techniques i.e. Kernel probability density function estimator (KDE) and Strategic Re-sampling method by which predicted variations of GCM outputs are extended and transformed to generated time series of a given future period. In KDE method, A probability density function is defined with center value of i^{th} observation from series ($x_i, i=1, \dots, n$). Contribution of each observation in estimation of probability density function of i^{th} observation is estimated by this Kernel function. The main parameter of this function is the bandwidth which is, by mathematical definition, a distance on x-axis in which the function variation is insignificant. Firstly a random normal kernel is selected and its average is considered as the base vector. Selection probability of each vector is $1/n$. Then by calculation of cumulative probability and comparison with a random number between 0 and 1, one of the normal kernels is selected for rest of the simulations.

The strategic re-sampling method uses a rule for generating series with specific feature such as increasing frequency of warmer or more rainy days. The criteria for such features are selected by the user based on the outputs of GCMs. Considering its semi random nature, this approach cannot be used alone for regional climate change simulations and should be combined with a weather generator such that the applied rule should be run on observed or historical series. Then, the outputs are feed in weather generator for generating a completely random series coincide with climatic scenario. After simulation of climate, Reconnaissance Drought Index (RDI) was used for monitoring drought during two periods 1971-2000 and 2011 to 2040 in northwest of Iran. This index uses the ratio of precipitation and evapotranspiration (calculated by Thornthwait method), hence as the index becomes smaller, more severe would be the drought. Thus, the necessary variables for RDI estimation are monthly mean temperature and total rainfall. For RDI calculation, firstly, the precipitation (prec) and potential evapotranspiration (PET) are calculated cumulatively with determination of the moving window value, and then, RDI values are obtained as logarithm of cumulative prec to PET ratio. Four classes are considered for RDI including: normal class (larger than -1), moderately drought class (-1 to -1.5), severe drought class (-1.5 to -2) and very severe drought (less than -2).

Taking into account the length of the dry periods in the arid regions of the country, the Reconnaissance Drought Index in 6-month timescale was used for drought monitoring. Markov analysis was applied for calculation of transfer probability and corresponding drought severity classes with three steps forward to assess the sequences of climatic assumptions on management early warnings. Behavior of a Markov model is determined by a series of probabilities in transition from one state to another namely transition probabilities. These probabilities may vary by climate change. The first-order Markov chain model was employed to predict drought condition up to 3-step ahead. This model was fitted on the RDI series at all stations of interest, and it was identified that it can represent the probabilistic behavior of drought over northwest of Iran.

Research findings are presented in three parts of downscaling method implementation, RDI monitoring and Markov analysis. The weather generator model was successful for simulation of monthly normals including means and standard deviation. Also, strategic re-sampling technique as aligning method was successful for simulation of deviations from

normal. Drought monitoring with RDI showed a water tension resonance in second 15 years of 1971-2000 periods. Likewise, in part of Markov analysis, findings of this study revealed that under conditions of increasing temperature and decreasing rainfall, as the worst case, the effect of climate change on meteorological drought would appear as the class shift, and in most of the study stations under this scenario, increased duration of extremely drought (class 4) was forecasted, even 2 steps ahead, which is important in water resource management.

Keywords: Downscaling, RDI, Markov analysis, Early-warning

۱ مقدمه

خشک‌سالی‌ها از راه شاخص‌های خشک‌سالی برای پیش و پیش‌بینی خشک‌سالی ضروری است (سیواکمار و ویلهایت، ۲۰۰۲؛ روسی، ۲۰۰۳). از این رو هواشناسان و هیدرولوژیست‌ها شاخص‌هایی را توسعه داده‌اند که به عوامل هواشناسی یا احتمالات رخداد وابسته هستند (مانند ییجویچ و همکاران، ۱۹۸۳؛ ویلهایت و گلانتز، ۱۹۸۷؛ وگ و سوما، ۲۰۰۰). معمولاً این شاخص‌ها با یک یا چند متغیر برای شناسایی و پیش‌بینی خشک‌سالی در مقیاس‌های زمانی گوناگون به کار می‌روند. برای نمونه، شاخص بارندگی استاندارد شده (SPI) که مک‌کی و همکاران (۱۹۹۳، ۱۹۹۵) توسعه داده‌اند، یکی از کاربردی‌ترین شاخص‌های خشک‌سالی است که فقط به متغیر بارندگی وابسته است و قابلیت محاسبه در مقیاس‌های زمانی گوناگون را دارد. شاخص اکتشاف خشک‌سالی (Reconnaissance Drought Index, RDI) که ساکیریس و همکاران (۲۰۰۶) عرضه کرده‌اند، یکی دیگر از مهم‌ترین شاخص‌های خشک‌سالی است که علاوه بر بارندگی، به متغیر تبخیر تعرق پتانسیل نیز وابسته است و همانند SPI در مقیاس‌های زمانی گوناگون قابل محاسبه است.

به‌طور کلی، دو روش عمده برای پیش‌بینی پدیده‌های آب‌وهوایی عرضه شده است: الف) استفاده از قوانین دینامیکی حاکم بر جو (مدل‌های گردش عمومی جو)، و ب) دسترسی به سری زمانی اطلاعات عنصرهای آب‌وهوایی و استفاده از مدل‌های آماری (از قبیل تابع‌های توزیع

مدیریت موفق منابع آب به‌منظور مقابله با کمبود آب، نیازمند درک فرایندها و علل مربوط است. کمبود آب ناشی از پدیده‌هایی است که می‌توانند در اثر واداشتهای طبیعی مثل خشکی یا خشک‌سالی و یا در اثر فعالیت‌های بشری مانند بیابان‌زایی ایجاد شوند. خشک‌سالی به منزله یک بی‌تعادلی طبیعی اما موقتی موجودی آب، تعریف می‌شود که با وقوع مداوم بارندگی‌های کمتر از میانگین، فراوانی، تداوم و شدت نامعین و رخدادهای غیرقابل پیش‌بینی همراه است و سبب کاهش موجودی منابع آب و کاهش ظرفیت برد بوم‌سامانه (اکوسیستم)‌ها می‌شود (پریرا و همکاران، ۲۰۰۲). تعریف‌های بسیار دیگری از خشک‌سالی را ییجویچ (۱۹۶۷)، راکوپ و همکاران (۱۹۸۰)، ویلهایت و گلانتز (۱۹۸۷)، ماراچی (۲۰۰۰) و تات و گستارد (۲۰۰۰) عرضه کرده‌اند. به‌طور کلی، این تعریف‌ها بیانگر آنند که خشک‌سالی اساساً ناشی از شکست طبیعی رژیم بارش است که مناطق وسیعی را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد، برای مدت زیادی دوام دارد و به علت شدت و مدت فقدان بارندگی سبب پیامدهایی از جمله خسارات زراعی و هیدرولوژیکی می‌شود. این تعاریف در تضاد با سایر مفاهیم خشکی از جمله دوره‌های خشک است.

طبیعت مخاطره‌انگیز و فاجعه‌آمیز خشک‌سالی‌ها، توسعه روش‌های پیش‌بینی راه، که اجرای بهنگام اقدامات آمادگی برای کاهش آسیب خشک‌سالی را پشتیبانی می‌کنند، مهم و ضروری می‌سازد (پائولو و همکاران، ۲۰۰۵). توصیف

فرض‌های سناریوهای گوناگون اقلیمی (تغییرات افزایشی و کاهش‌ی و یا ثبات نرمال‌های اقلیمی) در پایش خشک‌سالی نمود یابد و در تحلیل مارکوف به شکل تغییر در مقادیر احتمالات انتقال و یا تغییر طبقات پیش‌آگاهی شده بروز کند. در این تحقیق با هدف پایش تاثیر تغییر اقلیم بر خشک‌سالی‌های هواشناسی به بررسی اثرات ناشی از فرضیات سناریوهای گوناگون اقلیمی بر پیش‌آگاهی‌های حاصل از تحلیل مارکوف در ایستگاه‌های منتخب شمال غرب ایران پرداخته می‌شود. برای این منظور ابتدا با به‌کارگیری یک مولد وضع هوا که دارای ساختاری ناپارامتری است، به شبیه‌سازی متغیرهای اقلیم چشم‌انداز شامل میانگین دمای ماهانه و مجموع بارندگی ماهانه پرداخته و پس از محاسبه نمایه خشک‌سالی RDI براساس قاعده زنجیر مارکوف اقدام به برآورد طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات متناظر تا سه گام به‌جلو شده است. در بخش‌های بعدی روش کار تحقیق و نتایج و بحث آورده شده است.

۲ مواد و روش‌ها

این تحقیق روی هفت ایستگاه اقلیم‌شناسی در شمال غرب ایران صورت گرفت که مشخصات ایستگاه‌ها در جدول ۱ آورده شده است. با توجه به اینکه برای محاسبه شاخص اکتشاف خشک‌سالی باید به اطلاعات مجموع بارندگی و دمای میانگین در مقیاس ماهانه دسترسی داشت، برای هر کدام از ایستگاه‌ها از سایت سازمان هواشناسی کل کشور، این اطلاعات در مقیاس ماهانه دریافت و دوره آماری پایه مشترک همه آنها در دوره آماری ۱۹۷۱-۲۰۰۰ در نظر گرفته شد. برای آگاهی از میزان تغییرات اقلیمی، از خروجی مدل‌های بزرگ‌مقیاس گردش کلی جو استفاده شده که خروجی آنها در مقیاس ماهانه از سایت CCCSN قابل دریافت است. خروجی سه مدل تحت سه سناریو برای ارزیابی اثر این تغییرات بر خشک‌سالی هواشناسی برآورد شد. در جدول ۲ این تغییرات برای دما برحسب اختلاف از

احتمالاتی، مدل‌های تصادفی و زنجیره مارکوف) (یوسفی و همکاران، ۱۳۸۶). متداول‌ترین مدل آماری برای مدل‌سازی و پیش‌بینی کیفی متغیرهای محیطی، روش زنجیره مارکوف است که برای پیش‌بینی عنصرهای گوناگون محیطی (بارش، رواناب، عملکرد زراعی و مرتعی، تبخیر-تعرق پتانسیل، عمق آب‌های زیرزمینی و مانند آن) مورد استفاده قرار گرفته است (برای مثال، بانیک و همکاران، ۲۰۰۲؛ کامل و باتس، ۲۰۰۱؛ کریستال، ۲۰۰۳). لهانی و لگانتن (۱۹۹۷) و لهانی و همکاران (۱۹۹۸) روشن ساختند که زنجیره مارکوف روش سودمندی برای توسعه یک سامانه پیش‌آگاهی برای مدیریت خشک‌سالی است. این محققان از زنجیره مارکوف ناهمگن برای استخراج مشخصه‌های خشک‌سالی و ارزیابی دوره‌های خشک از روی سری تاریخی PDSI در دو منطقه اقلیمی در ایالت ویرجینیا استفاده کردند. قمقامی و بذرافشان (۱۳۹۰) بر مبنای شاخص بارندگی استاندارد شده (SPI) در مقیاس زمانی ۶ ماهه (برای دوره آماری ۱۹۷۶-۲۰۰۵) از مدل زنجیره مارکوف مرتبه اول برای پیش‌بینی یک تا سه گام به جلو خشک‌سالی در گستره ایران استفاده کردند.

طی قرن اخیر دمای سطح زمین به علت افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌طور چشمگیری افزایش یافته است. به‌طور کلی، اثرات تغییر اقلیم متنوع است و از نظر شدت، تداوم و گستره مکانی به‌طور منطقه‌ای و حتی محلی متغیر است. تغییر اقلیم می‌تواند سبب شدت چرخه هیدرولوژیکی جهانی شود و فراوانی وقایع حدی را افزایش دهد (هیس‌دال و تالاکسن، ۲۰۰۰؛ لوکاس و همکاران، ۲۰۰۸). تغییر متغیرهای اقلیمی (از جمله دما و بارندگی) در اثر تغییر اقلیم سبب تغییراتی در شدت و فراوانی خشک‌سالی‌ها خواهد شد (کبات و همکاران، ۲۰۰۲؛ لی و همکاران، ۲۰۰۹). طبق چهارمین گزارش ارزیابی IPCC بیشتر مدل‌های گردش کلی جو- اقیانوس (AOGCMs) افزایش خشکی در مناطق وسیعی از عرض‌های جغرافیایی میانی و بالا را پیش‌بینی می‌کنند (IPCC، ۲۰۰۷). بنابراین می‌توان انتظار داشت که

است که متداول‌ترین نوع آنها تابع هسته‌ای نرمال استاندارد است. به صورت تحلیلی ثابت شده است که نوع تابع هسته‌ای، نقش تعیین‌کننده‌ای در عملکرد روش ندارد (راجاگوپالان و همکاران، ۱۹۹۷؛ دیناردو و توییس، ۲۰۰۱). بر این اساس مشاهداتی که نزدیک‌تر به مشاهده x باشند سهم بیشتری دارند. بنابراین n تابع هسته‌ای نرمال روی n مشاهده مستقل برای تعیین منحنی چگالی احتمال قرار می‌گیرد. همچنین تعیین مقدار مناسب عرض نوار از اهمیت زیادی دارد.

سیلورمن (۱۹۸۶) رابطه‌ای تحلیلی برای برآورد عرض نوار بهینه عرضه کرد. برای تولید داده‌ها ابتدا ماتریس مقادیر ماهانه متغیرهای هواشناسی برای هر ماه از فایل اصلی فراخوانی می‌شود. با توجه به اینکه سری زمانی داده‌های ماهانه ناهمگن و دارای روند هستند، بنابراین مدل به‌طور مجزا بر هر ماه برازش می‌یابد. بنابراین ۱۲ ماتریس پیش رو است که ستون‌های آنها متغیرها و سطرهاى آنها سری زمانی مقادیر ماه معین است: $X_{i,j}^k$ که $k=1, \dots, 12$ شاخص ماه و i و j به ترتیب شاخص‌های سری زمانی و متغیر هواشناسی هستند. در این تحقیق متغیرهای مدنظر، متوسط ماهانه دمای هوا و مجموع ماهانه بارندگی هستند. مقدار عرض نوار نیز به روش پیش گفته در هر ماه محاسبه می‌شود. روند شبیه‌سازی در ادامه آمده است: ابتدا به‌طور تصادفی یکی از هسته‌های نرمال استاندارد انتخاب می‌شود و میانگین آن هسته نرمال که یکی از سطرهاى ماتریس فوق است در حکم بردار پایه در نظر گرفته می‌شود. لازم به ذکر است در انتخاب یکی از هسته‌های نرمال، احتمال انتخاب هر بردار معادل $1/n$ است و سپس با محاسبه احتمال تجمعی و مقایسه با عدد تصادفی بین صفر و یک، یکی از هسته‌های نرمال برای ادامه شبیه‌سازی در نظر گرفته می‌شود. سپس از رابطه (۱)، بردار جدید به دست می‌آید:

$$\begin{pmatrix} z_{m,1}^k & z_{m,2}^k & \dots & z_{m,p}^k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_{i,1}^k & x_{i,2}^k & \dots & x_{i,p}^k \end{pmatrix} + h(\sigma_1^k \quad \sigma_2^k \quad \dots \quad \sigma_p^k) W_t \quad (1)$$

نرمال به درجه سلسیوس و برای بارندگی برحسب اختلاف از نرمال به درصد به صورت متوسط برای منطقه شمال غرب کشور آورده شده است. این تغییرات مبتنی بر تغییرات نرمال دوره اقلیمی ۲۰۱۱-۲۰۴۰ از دوره پایه ۱۹۷۱-۲۰۰۰ است. مشاهده می‌شود که تغییر در دمای هوا در همه موارد و در بارندگی در برخی موارد براساس مدل‌ها پیش‌بینی می‌شود که معنی‌دارترین این تغییرات برای سناریوی B1 مدل HADCM3 و سناریوی A1B مدل ECHO-G به دست آمد.

۲-۱ روش ریزمقیاس‌نمایی

برای پایش پدیده خشک‌سالی در چشم‌انداز آتی باید به سری‌های زمانی دسترسی داشت. از آنجا که مدل‌های گردش کلی جو دارای قدرت تفکیک کمی هستند، محققان از روش‌های ریزمقیاس‌نمایی استفاده می‌کنند. این روش‌ها در شبیه‌سازی رخداد زمان t معمولاً عدم قطعیت زیادی دارند، اما در شبیه‌سازی پارامترهای درازمدت قابل اعتماد و کاربردی‌اند. در این تحقیق از یک روش ناپارامتری مبتنی بر یک مولد تصادفی داده‌های هواشناسی استفاده شده است که در ادامه ساختار آن تشریح می‌شود. اساس کار شبیه‌ساز داده‌های هواشناسی در این تحقیق، روش برآوردگر هسته تابع چگالی احتمال (Kernel Density Estimator, KDE) داده‌های مشاهده شده است که فقط به علت سادگی و کم‌پارامتر بودن می‌تواند مورد توجه باشد (شارما، ۱۹۹۶). این روش را قمقامی و بذرافشان (۱۳۹۰) به‌طور کامل تشریح کرده‌اند. در روش KDE روی مشاهده i ام $(x_i, i=1, \dots, n)$ ، یک تابع چگالی احتمالی به مرکزیت آن مشاهده قرار می‌گیرد و سهم هر مشاهده در برآورد چگالی احتمال مشاهده i با این تابع هسته چگالی تعیین می‌شود. پارامتر تاثیرگذار در این تابع، عرض نوار است و به لحاظ تعبیر ریاضی پهنایی در محور افقی است که تغییرات تابع در آن پهنای ناچیز است. صورت‌های گوناگونی از تابع‌های هسته‌ای در منابع گوناگون مورد استفاده قرار گرفته

$$I_{w_i}^i = INT \left\{ n \times (1 - r^{S_i}) \right\} + 1 \quad (2)$$

که در آن، $I_{w_i}^i$ مقداری صحیح بین ۱ تا n است. فرض می‌شود برای n سال مشاهده شده سری جدیدی با برجسته شدن بعضی ویژگی‌ها و با طول n می‌خواهد ساخته شود. برای هر دوره (برای مثال ماه) پس از مرتب کردن مقادیر آن دوره و رتبه‌دهی به آنها، مقدار به دست آمده از تابع فوق از سری قدیمی بازگردانده می‌شود و در حکم مقدار جدید دوره معین در سال i به حساب می‌آید. در رابطه فوق r عددی تصادفی بین صفر و یک است که با ایفای نقش خود ماهیت این تابع را تصادفی می‌کند. پارامتر S_i به منزله پارامتر شکل (Shape parameter) در منابع از آن یاد شده است که نقشی کلیدی را در این تابع ایفا می‌کند. مقدار این پارامتر و یا جهت تغییرات آن نشان‌دهنده تمایل دوره جدید به گرم‌تر شدن و یا سردتر شدن و یا پُر بارانی و کم بارانی است. تعیین مناسب مقدار پارامتر شکل برای رسیدن به هدف مورد نظر در سری جدید از اهمیت زیادی دارد. قمقامی و همکاران (۱۳۸۹) دریافتند که جای‌گذاری مقادیر بزرگ‌تر از یک برای دمای هوا و بزرگ‌تر از ۰/۹ برای بارندگی برای پارامتر شکل منجر به تولید سری‌هایی با نرمال بزرگ‌تر از نرمال مشاهده شده (به عبارتی سری‌های گرم‌تر و پُر باران‌تر) و دامنه کوچک‌تر از مقادیر فوق منجر به تولید سری‌هایی با نرمال کوچک‌تر از نرمال تاریخی (به عبارتی سری‌های سردتر و کم‌باران‌تر) می‌شود. با توجه به دو بُعدی بودن پارامتر شکل، مقدار آن می‌تواند برای هر دوره هر سال متفاوت باشد که این موضوع به تولید سناریوهایی با تابستان‌های گرم‌تر و سایر فصول بدون تغییر و یا زمستان‌های کم باران‌تر و برعکس کمک می‌کند. خروجی این روش در حکم ورودی مولد هواشناسی در نظر گرفته می‌شود و به این ترتیب تغییرات اقلیمی اعمال شده بر سری مشاهده شده با توجه به ساختار مولد هواشناسی به سری شبیه‌سازی شده انتقال می‌یابد.

در این رابطه σ انحراف معیار داده‌ها، z بردار شبیه‌سازی شده، m شماره سطر در ماتریس شبیه‌سازی شده است که مقدار نهایی آن به‌طور دلخواه از سوی کاربر تعریف می‌شود. i شاخص سطری است که به صورت تصادفی انتخاب شده است. w_i نیز متغیر تصادفی که: $-\infty < w_i < +\infty$ و از تابع توزیع نرمال استاندارد به دست می‌آید. پس از شبیه‌سازی بردار مدنظر، روند پیش‌گفته تا شبیه‌سازی طول آماری دلخواه ادامه می‌یابد. همان‌طور که گفته شد، تنها پارامتر قابل محاسبه در روند شبیه‌سازی فوق، پارامتر عرض نوار است که در این تحقیق با روش سیلورمن (۱۹۸۶) برآورد شده است.

مولد هواشناسی به تنهایی قادر به شبیه‌سازی اقلیم پیش‌رو نیست. در واقع اگر فرض شود که اقلیم در آینده هیچ تغییری نمی‌کند می‌توان به خروجی مولد بسنده کرد. اما فرض تغییر اقلیم در اثر افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای محققان را ملزم به ریزمقیاس کردن این تغییرات می‌کند. در این تحقیق از یک ضابطه برای تولید سری‌هایی که برخی ویژگی‌های آن برجسته‌تر شده است (به عبارتی رخدادهای گرم‌تر یا پُر باران‌تر تکرار شوند) استفاده شده است. معیار این برجستگی‌ها را کاربر براساس خروجی مدل بزرگ‌مقیاس تعیین می‌کند. بنابراین ورودی این ضابطه عبارت است از سری زمانی مشاهداتی و خروجی مدل بزرگ‌مقیاس. با توجه به ماهیت نیمه‌تصادفی این ضابطه، به تنهایی نمی‌توان از آن برای شبیه‌سازی منطقه‌ای تغییر اقلیم استفاده و به‌طور حتم باید در کنار آن یک مولد هواشناسی اجرا شود. به‌طوری‌که در ابتدا این ضابطه روی سری مشاهده شده یا تاریخی اجرا و خروجی آن برای تولید یک سری کاملاً تصادفی و منطبق بر سناریوهای اقلیمی وارد مولد هواشناسی می‌شود. شیوه کار این روش به‌طور کامل در شریف و برن (۲۰۰۶) آورده شده است. شکل ضابطه به‌صورت رابطه (۲) است:

جدول ۱. مشخصات جغرافیایی و اقلیمی ایستگاه های اقلیم شناسی تحت بررسی در این مطالعه.

شماره	نام ایستگاه	کد ایستگاه	طول جغرافیایی (درجه-دقیقه)	عرض جغرافیایی (درجه-دقیقه)	ارتفاع ایستگاه (متر)	متوسط بارندگی (میلی متر)	متوسط دمای هوا (درجه سلسیوس)
۱	همدان- نوزه	۴۰۷۶۷	۴۳ - ۴۸	۱۲ - ۳۵	۱۶۷۹/۷	۳۳۴/۲۶	۱۰/۶۳
۲	کرمانشاه	۴۰۷۶۶	۰۹ - ۴۷	۲۱ - ۳۴	۱۳۱۸/۶	۴۶۰/۱۳	۱۴/۳۳
۳	تبریز	۴۰۷۰۶	۱۷ - ۴۶	۰۵ - ۳۸	۱۳۶۱	۲۷۳/۹۴	۱۲/۴۹
۴	ارومیه	۴۰۷۱۲	۰۵ - ۴۵	۳۲ - ۳۷	۱۳۱۵/۹	۳۳۳/۰۲	۱۰/۸۴
۵	سنندج	۴۰۷۴۷	۰۰ - ۴۷	۲۰ - ۳۵	۱۳۷۳/۴	۴۷۱/۹۳	۱۳/۲۰
۶	قزوین	۴۰۷۳۱	۰۳ - ۵۰	۱۵ - ۳۶	۱۲۷۹/۲	۳۲۸/۴۷	۱۳/۵۷
۷	زنجان	۴۰۷۲۹	۲۹ - ۴۸	۴ - ۳۶	۱۶۶۳	۳۰۳/۶۱	۱۰/۷۲

جدول ۲. تغییرات اقلیمی برگرفته از سایت CCCSN دوره ۲۰۱۱-۲۰۴۰ نسبت به دوره ۱۹۷۱-۲۰۰۰.

سناریو		A1B		A2		B1	
مدل بزرگ مقیاس	نوع متغیر	بارندگی	دمای میانگین	بارندگی	دمای میانگین	بارندگی	دمای میانگین
		HADCM3	-۱	+۱/۲۸	۰	+۱/۳۴	+۵/۴
CGCM3T63	+۱/۳	+۱/۳۵	-۳/۱	+۱/۳۸	+۳/۲	+۱/۲۳	
ECHO-G	-۵/۴	+۱/۴	-۳/۵	+۱/۴۴	-۲/۲	+۱/۲	

۲-۲ پایش خشک سالی

نمایه RDI را اولین بار ساکیریس و همکاران (۲۰۰۶) محاسبه کردند و برخلاف سایر نمایه های هواشناسی همانند SPI که فقط از متغیر بارندگی استفاده می کنند، علاوه بر بارندگی از متغیر تبخیر تعرق پتانسیل نیز برای برآورد شاخصی از پدیده خشک سالی استفاده می کند. تبخیر تعرق پتانسیل از روش ترنت وایت برآورد می شود که فقط وابسته به دمای متوسط ماهانه است. بنابراین متغیرهای لازم برای برآورد شاخص اکتشاف خشک سالی عبارت انداز متوسط دمای ماهانه و مجموع بارندگی ماهانه. RDI به صورت نسبت بین بارندگی و تبخیر تعرق پتانسیل محاسبه می شود، به طوری که در صورت کسر ورودی رطوبت و در مخرج خروجی رطوبت قرار

می گیرد. بدین ترتیب مقادیر کوچک نمایه نشان دهنده رخداد خشک سالی و مقادیر بزرگ آن نشان دهنده رخداد ترسالی است. برای محاسبه این نمایه، همانند نمایه شاخص بارندگی استاندارد شده در ابتدا بارش و تبخیر تعرق پتانسیل با تعیین مقدار پنجره متحرک (j)، به صورت تجمعی محاسبه و سپس کمیت a تعریف می شود (رابطه (۳)):

$$a_k = \frac{\sum_{i=k-j+1}^k P_i}{\sum_{i=k-j+1}^k PET_i}, k = j: K, K = 12 \times n \quad (3)$$

سپس لگاریتم طبیعی a_k محاسبه و نمایه RDI با تعریف رابطه (۴) به دست می آید:

$$RDI_k = \frac{y_k - \bar{y}}{\hat{\sigma}} \quad (4)$$

ساده‌ترین و پُرکاربردترین شکل زنجیره مارکوف، شکل مرتبه اول است که در آن احتمال حالت آتی سامانه صرفاً به حالت فعلی آن بستگی دارد و به نوعی احتمال شرطی نیز محسوب می‌شود. شکل ریاضی یک زنجیره مارکوف مرتبه اول s حالتی به صورت رابطه (۵) (ویلکز، ۲۰۱۱):

$$P_{i,j} = P\{X_{t+1} = j | X_t = i\} \quad (5)$$

و ماتریس احتمال انتقال آن به صورت رابطه (۶) نشان داده می‌شود:

$$P = [p_{i,j}] = \begin{bmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} & \dots & p_{1,s} \\ p_{2,1} & p_{2,2} & \dots & p_{2,s} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{s,1} & p_{s,2} & \dots & p_{s,s} \end{bmatrix} \quad (6)$$

که در آن، $P_{i,j}$ احتمال انتقال از حالت i ام در زمان t به حالت j ام در زمان $t+1$ است. ویژگی این ماتریس آن است که مجموع عنصرهای واقع بر هر سطر آن برابر یک است. با توجه به اینکه بین مقادیر متوالی یک سری زمانی ممکن است وابستگی هرچند ناچیزی وجود داشته باشد، لازم است قبل از اجرای مدل مارکوف میزان معنی‌داری این وابستگی‌ها آزمون شود. در این تحقیق از آزمون «توان دوم خی» (χ^2) برای بررسی میزان معنی‌داری استفاده شده است. فرضیه صفر (H_0) در این آزمون حاکی از استقلال زمانی سری داده‌ها و فرض یک (H_1) حاکی از وجود وابستگی زمانی از مرتبه یک است. پس از ارزیابی برآزش مدل مارکوف بر سری زمانی می‌توان احتمال حالت‌های گوناگون سامانه را تا k گام زمانی بعد بر اساس رابطه (۷) پیش‌بینی کرد:

$$P_{i,j}(t, t+k) = [P_{i,j}(t, t+1)]^k \quad (7)$$

که در آن، $P_{i,j}(t, t+k)$: احتمال وقوع حالت‌های گوناگون سامانه در k گام زمانی بعد است. پس از محاسبه ماتریس (۷) محتمل‌ترین رده شدت خشک‌سالی در پیش‌بینی‌های یک، دو، و سه گام به جلو استخراج شد.

که در آن، γ_k لگاریتم طبیعی a_k و $\bar{\gamma}$ میانگین حسابی دوره‌ای γ_k ها، و σ نیز انحراف معیار آنها است. در تحقیق حاضر این دوره، معادل ماه در نظر گرفته شد. رابطه (۴) باعث استاندارد شدن مقادیر نمایه می‌شود و باعث می‌شود که بتوان رفتار RDI را در یک سری زمانی ارزیابی کرد. در این تحقیق از پنجره متحرک ۶ ماهه برای محاسبه نمایه خشک‌سالی استفاده شده است. بعد از محاسبه نمایه، سری زمانی نمایه برای تحلیل مارکوف به یک سری گسسته از کُد طبقات تبدیل شد که در جدول ۱ کُدگذاری براساس حدود شاخص آورده شده است.

۲-۳ تحلیل مارکوف

برای پیش‌بینی حالت‌های متفاوت وقوع یک پدیده واجد وابستگی زمانی می‌توان از مدل زنجیره مارکوف استفاده کرد (سینلار، ۱۹۷۵؛ پائولو و همکاران، ۲۰۰۵). طبق تعریف، توالی زمانی از مقادیر یک متغیر تصادفی (X_t) می‌تواند به صورت یک زنجیره مارکوف باشد، منوط به اینکه دو شرط زیر برآورده شود: اولاً، هر مقدار از این متغیر متناظر با یک حالت معین باشد، برای مثال اگر X_t ($t=n$) برابر با a_i ($i=1, \dots, s$) باشد، گفته می‌شود که سری زمانی در گام n ام در حالت a_i قرار دارد. ثانیاً: هر مقدار از متغیر به مقدار یا مقادیر بلافاصله قبلی سری زمانی وابسته باشد که در اصطلاح به آن مرتبه زنجیره مارکوف می‌گویند. رفتار یک زنجیر مارکوف با مجموعه‌ای از احتمالات در گذر از یک حالت به حالت‌های دیگر تعیین می‌شود که به آن احتمالات انتقال یا گذر می‌گویند. ماتریسی که دربرگیرنده این احتمالات باشد، ماتریس احتمال انتقال نام دارد. پس یک زنجیره مارکوف با یک مجموعه‌ای از حالت‌های (s)، یک ماتریس احتمال انتقال بین حالت‌های ($P_{i,j}$) و یک مرتبه معین از وابستگی‌های قبلی تعریف می‌شود.

جدول ۳. طبقه‌بندی و کُددهی به طبقات نمایه RDI.

کد	طبقه	حدود شاخص اکتشاف خشک‌سالی
۱	نرمال و بالاتر از نرمال	بزرگ‌تر از ۱-
۲	خشک‌سالی متوسط	۱/۵- تا ۱-
۳	خشک‌سالی شدید	۲- تا ۱/۵-
۴	خشک‌سالی خیلی شدید	کمتر از ۲-

۳ نتایج

بارندگی ماهانه در قالب نمودار خط نیمساز آورده شده است که نشان‌دهنده تطابق خوب واریانس‌ها است. شبیه‌سازی مناسب این گشتاور کمک می‌کند که دامنه داده‌های سری زمانی به‌طور معنی‌داری بزرگ یا کوچک نشود و این امر در بازسازی رخدادهای حدی برای مثال، سیل و خشکی و یخبندان و پدیده‌های گرمایشی حائز اهمیت است.

اجرای روش ریزمقیاس‌نمای ناپارامتری منجر به شبیه‌سازی مناسب اقلیم چشم‌انداز براساس خروجی مدل‌های بزرگ‌مقیاس شد. در جدول‌های ۴ و ۵ برای ایستگاه‌ها و سناریوهای منتخب مقادیر شبیه‌سازی شده آورده شده است. در این جدول‌ها مقدار موردانتظار، مقدار نرمال اقلیمی براساس خروجی مدل بزرگ‌مقیاس است که براساس آن مقدار پارامتر شکل با روش کمترین مربعات خطا برآورد شد. با اجرای ضابطه (۲) بر داده‌های مشاهده شده و اجرای مولد هواشناسی در نهایت خروجی مدل شبیه‌ساز (ستون آخر) به‌دست می‌آید که هرگونه کاهش یا افزایش در مقادیر نرمال‌های اقلیمی در آن لحاظ شده است. براساس جدول شماره ۲ بیشترین تغییرات برای هر دو متغیر دما و بارندگی مربوط به سناریوهای B1 مدل HADCM3 و A1B مدل ECHO-G است.

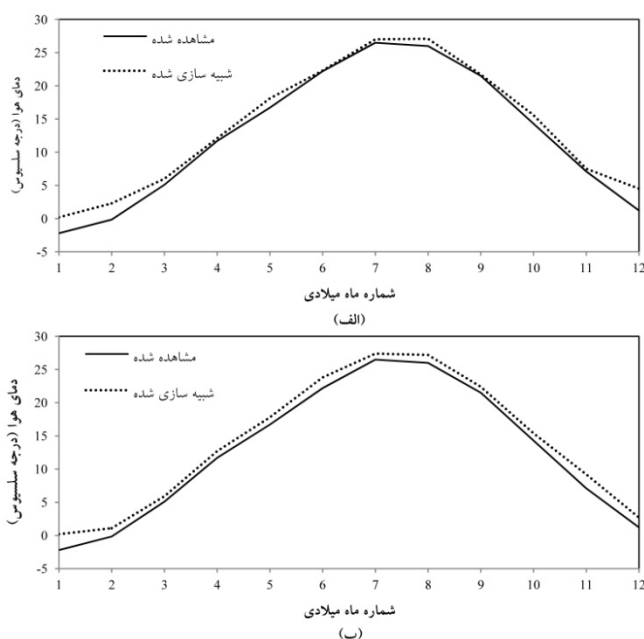
از آنجا که هدف بررسی اثر تغییرات اقلیم بر پدیده خشک‌سالی است و تغییرات دو سناریوی دو مدل پیش‌گفته، معنی‌دارتر هستند در بخش تحلیل مارکوف فقط

نتایج این تحقیق حاصل از اجرای مولد هواشناسی، پایانه نمایه خشک‌سالی و تحلیل مارکوف است. مدل شبیه‌ساز تغییرات اقلیمی در شبیه‌سازی پارامترهای اقلیم توانا ارزیابی شده است. برخی نتایج حاصل از اجرای مدل شبیه‌ساز ناپارامتری در ادامه آمده است. در شکل‌های ۱ و ۲، توزیع سالانه پارامترهای ماهانه دمای هوا و بارندگی بر اساس دو سری تاریخی (۱۹۷۱-۲۰۰۰) و چشم‌انداز (۲۰۱۱-۲۰۴۰) آورده شده است. مشاهده می‌شود که دو سناریوی منتخب برای دما، اقلیمی گرم‌تر را پیش‌بینی کرده‌اند (شکل ۱-الف و ۱-ب) که در این نمودارها توزیع سالانه افزایش دمای هوا به‌خوبی نشان داده می‌شود. همچنین سناریوی A1B مدل ECHO-G طبق جدول ۲ کاهش ۵/۴ درصدی را برای متوسط مجموع بارش پیش‌بینی می‌کند که این کاهش مطابق با نمودار شکل ۲ در اکثر پارامترهای ماهانه لحاظ شده است.

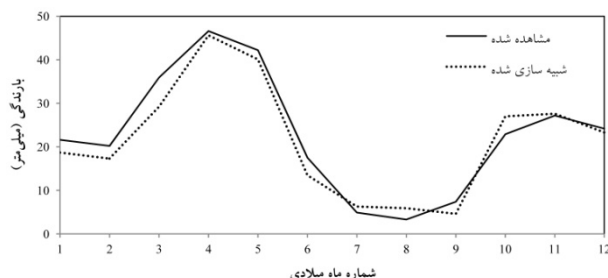
در نمودارهای شکل ۳ گشتاور دوم یعنی انحراف معیار ماهانه مورد ارزیابی قرار گرفته است. یکی از مزایای یک مدل شبیه‌ساز مناسب، برگرداندن مناسب واریانس‌های ماهانه است که مولد هواشناسی پارامتری LARS-WG این گشتاور را با مقادیر P نزدیک به صفر تولید می‌کند و استفاده از آن را برای دمای هوا محدود می‌سازد (قمقامی و همکاران، ۱۳۹۰). در این دو نمودار، انحراف معیار سری زمانی تاریخی نسبت به سری زمانی تولید شده دو متغیر دمای هوا و مجموع

بر اساس این نمایه برای ایستگاه پیش گفته اتفاق افتاده است. همچنین در اواخر سال ۱۹۸۵ و طی سال‌های منتهی به سال ۲۰۰۰ نیز فراوانی قابل توجهی از طبقات ۲ و ۳ خشک‌سالی در ایستگاه تبریز به چشم می‌خورد. براساس این نمودار می‌توان تحلیل کرد که نیمه دوم سری زمانی پایه یا تاریخی دارای فراوانی بیشتری از طبقات خشک‌سالی ۲، ۳ و ۴ نسبت به نیمه اول سری است که این به معنای تشدید بحران آب در ۱۵ سال دوم است.

نتایج این دو شبیه‌سازی آورده شده است. بعد از شبیه‌سازی چشم‌انداز اقلیمی پیش‌رو، نمایه اکتشاف خشک‌سالی برای هر دو دوره تاریخی و چشم‌انداز محاسبه شد. در نمودارهای شکل ۴ سری زمانی بارندگی، تبخیر پتانسیل و نمایه خشک‌سالی برای دوره ۳۰ ساله و سطوح آستانه‌ای خشک‌سالی برای ایستگاه منتخب تبریز آورده شده است. در یک نگاه کلی طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۲ خشک‌سالی‌های بسیار شدید با فراوانی قابل توجه

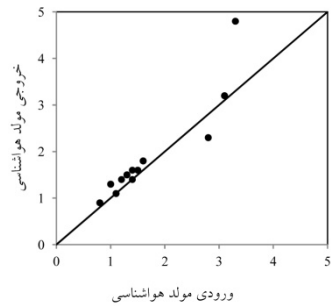


شکل ۱. نمودار توزیع سالانه دو سری زمانی: سری تاریخی یا مشاهده شده (۱۹۷۱-۲۰۰۰) و چشم انداز یا شبیه‌سازی شده با مدل ریزمقیاس نما (۲۰۱۱-۲۰۴۰): ایستگاه تبریز، (الف) سری زمانی میانگین ماهانه دمای هوا براساس مدل HADCM3 تحت سناریوی B1 و (ب) سری زمانی میانگین ماهانه دمای هوا براساس مدل ECHO-G تحت سناریوی A1B.

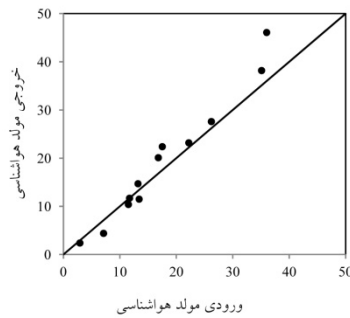


شکل ۲. نمودار توزیع سالانه دو سری زمانی: سری تاریخی یا مشاهده شده (۱۹۷۱-۲۰۰۰) و چشم انداز یا شبیه‌سازی شده با مدل ریزمقیاس نما (۲۰۱۱-۲۰۴۰): ایستگاه تبریز، سری زمانی مجموع بارندگی ماهانه براساس مدل ECHO-G تحت سناریوی A1B.

محتمل‌ترین حالت یک، دو، و سه گام به جلو پس از هریک از حالت‌های چهارگانه جدول ۳ از روی ماتریس احتمال پیش‌بینی‌های یک، دو، و سه گام به جلو مشخص شد.



(الف)



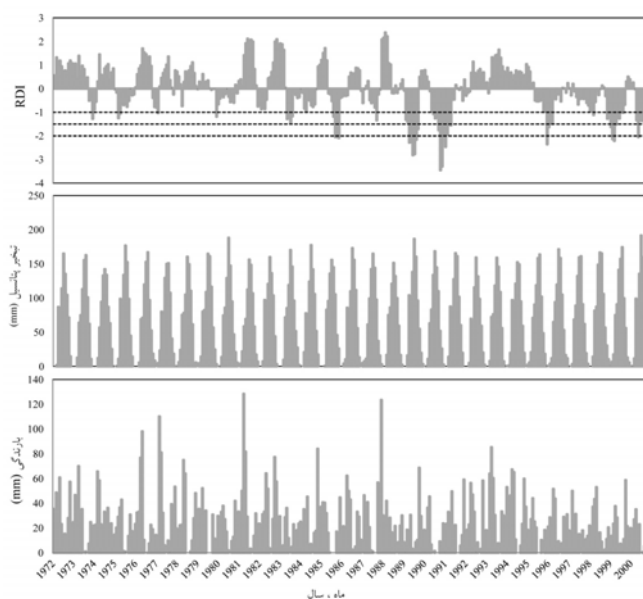
(ب)

شکل ۳. نمودار انطباق چشمی انحراف معیارهای ماهانه: ایستگاه ارومیه، مدل CGCM3T63 تحت سناریوی A2، (الف) دمای هوا و (ب) بارندگی.

به نظر می‌رسد، این افزایش شدت خشک‌سالی‌ها در نیمه دوم بیشتر به علت کاهش میزان بارندگی است تا افزایش دما. هرچند که شدت تبخیر در نیمه دوم سری اقلیمی به علت افزایش دمای هوا که یک پدیده گریزناپذیر است، بیشتر و یکنواخت‌تر است. برای سایر ایستگاه‌های اقلیم‌شناسی و چشم‌انداز اقلیمی نیز به همین ترتیب مقادیر نمایه RDI به صورت سری زمانی محاسبه شد. پس از محاسبه RDI در هریک از ایستگاه‌های منتخب، طبقه‌بندی شاخص (مطابق جدول ۳) صورت گرفت. در نتیجه این طبقه‌بندی، هریک از ماه‌های دوره آماری مورد بررسی و چشم‌انداز در یکی از طبقه‌های نرمال و بالاتر از نرمال (۱)، متوسط (۲)، خشک‌سالی شدید (۳) و بسیار شدید (۴) قرار گرفت. سپس، برازش مدل زنجیره مارکوف مرتبه نخست و ۴ حالتی بر سری زمانی طبقات RDI با استفاده از آزمون آماری «توان دوم خی» (χ^2) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون در سطح اشتباه ۵ درصد نشان داد که زنجیره مارکوف مرتبه نخست برازش قابل‌قبولی بر سری زمانی وضعیت خشک‌سالی در ایستگاه‌های تحقیقاتی دارد. در مرحله بعد، با استفاده از ماتریس‌های احتمال انتقال به‌دست آمده در هریک از ایستگاه‌ها، پیش‌بینی‌های یک، دو، و سه گام به جلو طبق معادله (۷) به انجام رسید. در نهایت نیز،

جدول ۴. خروجی حاصل از اجرای روش ریزمقیاس‌نما، ایستگاه منتخب همدان- نوژه برای سه مدل تحت سه سناریو.

متغیر هواشناسی	نرمال اقلیمی	خروجی GCM	مقدار مورد انتظار	پارامتر شکل	خروجی مولد
CGCM3T63-A1B					
بارندگی	۳۳۴/۲۶	+٪۱/۳	۳۳۸/۶۱	۱/۰۹	۳۳۸/۸
دمای هوا	۱۰/۶۳	+۱/۳۵	۱۱/۹۸	۲/۵	۱۱/۸۶
ECHO-G-A1B					
بارندگی	۳۳۴/۲۶	-٪۵/۴	۳۱۶/۲۱	۰/۹۱	۳۱۵/۳
دمای هوا	۱۰/۶۳	+۱/۴	۱۲/۰۳	۲/۸	۱۱/۹۳
HADCM3-B1					
بارندگی	۳۳۴/۲۶	+٪۵/۴	۳۵۲/۳۱	۱/۱۷	۳۵۱/۳
دمای هوا	۱۰/۶۳	+۱/۲	۱۱/۸۳	۲/۷	۱۱/۹۱



شکل ۴. سری زمانی مجموع بارندگی ماهانه (میلی متر)، تبخیر پتانسیل (میلی متر) و نمایه اکتشاف خشک سالی طی دوره آماری مورد بررسی، تبریز.

پیش بینی های تا دو گام به جلو ارزیابی شد. همچنین انتظار می رود که در اقلیم های مرطوب و بسیار مرطوب تعدیل وضعیت خشک سالی و رسیدن به آستانه نرمال زودتر از اقلیم های خشک و نیمه خشک رخ دهند. به عبارت دیگر درست است که خشک سالی یک پدیده فراگیر و متعلق به همه مناطق اعم از کم باران و پرباران است، ولی تداوم و شدت آن در اقلیم های خشک و نیمه خشک بیشتر از اقلیم های مرطوب و بسیار مرطوب است (قمقماوی و بذرافشان، ۱۳۹۰).

۳. به استثنای ایستگاه های ارومیه و سنندج محتملترین حالت ها پس از حالت (۲) یعنی خشک سالی متوسط، وضعیت نرمال بود. در ایستگاه های ذکر شده حالت مشابه با احتمال نزدیک به ۵۰ درصد رخ می دهد. با فرض رخداد فعلی خشک سالی متوسط رسیدن به آستانه نرمال از گام زمانی دوم به چشم می خورد.

۴. با فرض رخداد فعلی خشک سالی شدید (طبقه ۳) انتقال به هر ۴ حالت در ایستگاه های گوناگون وجود دارد که در ایستگاه های همدان-نورژه، زنجان و ارومیه، وقوع حالت های مشابه با احتمال بین ۴۰ تا ۵۰ درصد در گام

جدول های ۶ تا ۱۰ نتایج پیش آگاهی صورت گرفته تا دو گام زمانی و براساس خروجی دو مدل بزرگ مقیاس و سری تاریخی به همراه احتمالات انتقال آنها است. برای بررسی و تحلیل مارکوف سری زمانی RDI ابتدا به ویژگی های مارکوف سری زمانی تاریخی از نمایه پرداخته می شود. در ادامه به بررسی اثر تغییر مولفه های اقلیمی بر این پیش آگاهی ها و احتمالات وقوع آنها می پردازیم. به طور کلی نتایج حاصل از تحلیل ویژگی های مارکوف عبارت است از:

۱. با فرض حالت اولیه نرمال و بالاتر از نرمال (کد ۱)، محتمل ترین پیش بینی های یک، دو، و سه گام به جلو در همه ایستگاه های منتخب، وضعیت نرمال و بالاتر از نرمال (با احتمال بیش از ۸۰ درصد) است که این به معنای وضعیت قریب الوقوع نرمال و بالاتر از نرمال است.

۲. در همه ایستگاه های مورد بررسی، تداوم وضعیت نرمال در یک سری زمانی بیشتر از انواع خشک سالی های خفیف، متوسط و شدید است. به عبارتی، تحلیل وضعیت خشک سالی و رسیدن به آستانه نرمال در گام زمانی سوم مشاهده شد. به همین علت در سری چشم انداز فقط

بارندگی را در چشم‌انداز آتی پیش‌بینی می‌کنند که تاثیر آن بدون شك بر خشک‌سالی‌ها به صورت کاهش ورودی رطوبت و افزایش خروجی رطوبت نمایان می‌شود و نتیجه نهایی آن افزایش شدت خشک‌سالی متناظر با میزان تغییرات است. به هر صورت بررسی چرایی تاثیر سناریوها بر پدیده خشک‌سالی از حوصله این بحث خارج است و در اینجا فقط به نتیجه نهایی ناشی از تعامل رفتار دو متغیر مهم دمای هوا و بارندگی بر تغییر کردن یا نکردن رده‌ها در گام‌های پیش‌رو و میزان احتمال انتقال آنها و به‌طور کلی به آشکارسازی اثر تغییر اقلیم بر پدیده بسیار مهم و مدیریتی خشک‌سالی پرداخته می‌شود. با توجه به اینکه اثر برخی از این تغییرات استخراج شده از سناریوها بر پارامترهای مورد بحث به لحاظ آماری ممکن است معنی‌دار نباشد، همان‌طور که ذکر شد، در جدول‌های آورده شده فقط به نتایج دو سناریو که تغییرات معنی‌دارتری را طی ۳۰ سال آینده نسبت به ۳۰ سال پایه همراه داشته‌اند، بسنده شده است.

در ایستگاه سنندج سناریوی B1 مدل HADCM3 اثر افزایش بارندگی را به شکل انتقال رده ۴ به رده نرمال در یک گام به جلو و با احتمال معادل ۰/۳۳۳ نشان می‌دهد که بسیار محسوس به نظر می‌رسد. این در حالی است که سناریوی A1B مدل ECHO-G اثر توامان کاهش بارندگی و افزایش دما را به شکل تغییر رده در یک گام به جلوی حالت فعلی خشک‌سالی شدید، از خشک‌سالی متوسط به خشک‌سالی بسیار شدید شبیه‌سازی می‌کند. به‌عبارت‌دیگر در صورت صحت سناریوی پیش‌گفته پس از رده‌های ۳ و ۴، انتظار وقوع شرایط خشک‌سالی بسیار شدید یا ۴ با احتمال قابل قبول وجود دارد. می‌توان گفت که با توجه به اثر تشدید توأم سناریوی پیش‌گفته مدل ECHO-G بر خشک‌سالی (افزایش دما و کاهش بارندگی)، اثرات این سناریو بر خشک‌سالی‌ها طبق نمایه اکتشاف خشک‌سالی شدیدتر است.

زمانی بعدی انتظار می‌رود. بیشترین تداوم وضعیت خشک‌سالی با وقوع رخداد فعلی خشک‌سالی بسیار شدید یا طبقه ۴ همراه است. همان‌طور که در جدول‌های ۶ تا ۱۰ مشاهده می‌شود، محتمل‌ترین وضعیت پس از یک رخداد خشک‌سالی بسیار شدید، رخداد مشابه یا خشک‌سالی بسیار شدید است (به استثنای ایستگاه ارومیه که وضعیت در یک گام به جلو، طبقه ۳ یا خشک‌سالی شدید است) و این شرایط در ایستگاه تبریز حتی تا دو گام به جلو نیز پیش می‌رود که نشان‌دهنده پتانسیل تداوم یک وضعیت خطرناک خشک‌سالی است. احتمالات انتقال طبقه ۴ به طبقه ۴ در همه موارد به استثنای ایستگاه تبریز، بالای ۵۰ درصد است. به‌عبارتی با فرض وقوع رخداد فعلی خشک‌سالی بسیار شدید، به احتمال بیش از ۵۰ درصد در ماه آینده این حالت تجدید می‌شود که از لحاظ مدیریتی بسیار حائز اهمیت است.

در یک اظهار نظر کلی می‌توان وقوع همه حالت‌ها را در یک گام به جلو و وقوع حالت‌های نرمال و خشک‌سالی بسیار شدید را برای دو گام به جلو بر اساس اقلیم سی سال گذشته انتظار داشت. اما با توجه به تغییر پارامترهای نشانگر اقلیم منطقه طی دوره‌های آتی، می‌توان همچنین انتظار داشت که طبقات خشک‌سالی و احتمالات وقوع آنها تغییر یابد. به‌طوری‌که طبق سناریوهای خوش‌بینانه که بارندگی را افزایش می‌دانند (لازم به ذکر است که همه سناریوهای همه مدل‌ها نرمال دمای هوا را افزایش پیش‌بینی کرده‌اند و فقط تفاوت آنها در میزان تغییرات است)، بر اساس رفتار نمایه اکتشاف خشک‌سالی که ورودی در صورت کسر و خروجی در مخرج است، انتظار می‌رود که مقادیر نمایه مثبت‌تر شوند که این به معنای کاهش شدت تاثیر پدیده خشک‌سالی است. با وجود این اثر افزایش دما در همه پیش‌بینی‌ها می‌تواند تاثیر پیش‌گفته را تا حدی کاهش دهد.

برخی سناریوها نیز شکل افزایش دمای هوا و کاهشی

به جلو به جز انتقال از طبقه ۴، سایر طبقه‌ها تغییر شدت یا احتمال نداشتند. در مورد طبقه ۴ در دو گام به جلو تحت سناریوی A1B مدل ECHO-G، همه ایستگاه‌ها طبقه ۴ را پیش‌بینی کرده‌اند. به عبارتی می‌توان گفت تحت بدبینانه‌ترین سناریوها انتظار می‌رود که با وقوع حالت خشک‌سالی بسیار شدید یا طبقه ۴ تا دو گام به جلو همچنان تداوم این طبقه از خشک‌سالی مشاهده شود. این در حالی است که در سری تاریخی مورد بررسی در همه ایستگاه‌ها به جز تبریز، تعدیل شدت خشک‌سالی و نرمال شدن طبقات، پیش‌بینی شده است.

در برخی از ایستگاه‌ها مانند همدان‌نورژه و تبریز در یک گام به جلو، این تغییرات فقط بر احتمالات انتقال موثر هستند. به طوری که مثلاً در ایستگاه همدان‌نورژه تحت سناریوی A1B مدل ECHO-G احتمالات انتقال به حالت نرمال کاهش و احتمال انتقال به رده ۴ افزایش داشته است. در ایستگاه کرمانشاه نیز طبقه پیش‌آگاهی شده در یک گام به جلوی حالت خشک‌سالی شدید که در سری تاریخی طبقه نرمال به دست آمده بود، در چشم‌انداز ۳۰ ساله پیش‌رو، خشک‌سالی متوسط ارزیابی شد. سایر تغییرات نیز در جدول‌های مربوط آمده است. در دو گام

جدول ۵. خروجی حاصل از اجرای روش ریزمقیاس‌نما، ایستگاه منتخب سنندج برای سه مدل تحت سه سناریو.

متغیر هواشناسی	نرمال اقلیمی	خروجی GCM	مقدار موردانتظار	پارامتر شکل	خروجی مولد
CGCM3T63-B1					
بارندگی	۴۷۱/۹۳	+۳/۲٪	۴۸۷/۰۳	۱/۱۵	۴۸۷/۶
دمای هوا	۱۳/۲	+۱/۲۳	۱۴/۴۳	۲/۷۵	۱۴/۴۶
ECHOG-A2					
بارندگی	۴۷۱/۹۳	-۳/۵٪	۴۵۵/۴۱	۰/۹۷	۴۵۵/۷
دمای هوا	۱۳/۲	+۱/۴۴	۱۴/۶۴	۳/۳۵	۱۴/۴۴
HADCM3-A1B					
بارندگی	۴۷۱/۹۳	-۱٪	۴۶۷/۲	۰/۹۵	۴۶۷/۶
دمای هوا	۱۳/۲	۱/۲۸	۱۴/۴۸	۲/۹	۱۴/۴۶

جدول ۶. طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات انتقال متناظر براساس سری تاریخی و خروجی دو مدل بزرگ‌مقیاس، ایستگاه سنندج.

طبقات (t)	پیش‌آگاهی	یک گام به جلو (t+1)			دو گام به جلو (t+2)		
		۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B	۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B
۱	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۹۴۵	۰/۹۲۳	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۸۴
۲	شماره طبقه	۲	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۴۴	۰/۵۵۶	۰/۵	۰/۵۱۶	۰/۷۰۳	۰/۶۱۷
۳	شماره طبقه	۲	۲	۴	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴	۰/۴۶۷	۰/۳۵۷	۰/۴۱	۰/۵۴۶	۰/۴۳۹
۴	شماره طبقه	۴	۱	۴	۱	۱	۴
	احتمال انتقال	۰/۶۱۱	۰/۳۳۳	۰/۵۳۸	۰/۴۶۲	۰/۵۳۳	۰/۳۶۴

جدول ۷. طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات انتقال متناظر براساس سری تاریخی و خروجی دو مدل بزرگ‌مقیاس، ایستگاه همدان‌نورژه.

طبقات (t)	پیش‌آگاهی	یک گام به جلو (t+1)			دو گام به جلو (t+2)		
		۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B	۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B
۱	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۹۳۳	۰/۸۶۷	۰/۸۸	۰/۹۰۹	۰/۸۰۴	۰/۸۲۴
۲	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۶۸۴	۰/۵۲۵	۰/۵	۰/۷۳۹	۰/۶۲۹	۰/۶۲
۳	شماره طبقه	۳	۳	۳	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۶۷	۰/۳۵۳	۰/۴۵۸	۰/۴۹۳	۰/۴۶۴	۰/۳۵۱
۴	شماره طبقه	۴	۴	۴	۱	۱	۴
	احتمال انتقال	۰/۵۷۱	۰/۴۸	۰/۶۰۷	۰/۴۰۹	۰/۳۰۹	۰/۳۹۸

جدول ۸. طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات انتقال متناظر براساس سری تاریخی و خروجی دو مدل بزرگ‌مقیاس، ایستگاه تبریز.

طبقات (t)	پیش‌آگاهی	یک گام به جلو (t+1)			دو گام به جلو (t+2)		
		۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B	۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B
۱	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۹۴۳	۰/۸۷۱	۰/۸۶۸	۰/۹۱۵	۰/۸۱۴	۰/۸۰۵
۲	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۸۱	۰/۵	۰/۴۴۶	۰/۶۵	۰/۵۸۳	۰/۵۳۵
۳	شماره طبقه	۴	۳	۴	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۳۷۵	۰/۲۸۶	۰/۴۲۹	۰/۴۹۹	۰/۴۲۵	۰/۳۲۵
۴	شماره طبقه	۴	۴	۴	۴	۱	۴
	احتمال انتقال	۰/۵۳۳	۰/۴۸	۰/۶۴۳	۰/۴۱۷	۰/۳۱۴	۰/۴۳۶

جدول ۹. طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات انتقال متناظر براساس سری تاریخی و خروجی دو مدل بزرگ‌مقیاس، ایستگاه کرمانشاه.

طبقات (t)	پیش‌آگاهی	یک گام به جلو (t+1)			دو گام به جلو (t+2)		
		۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B	۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B
۱	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۹۱۹	۰/۹۱۷	۰/۹۵۲	۰/۸۷۷	۰/۸۷۷	۰/۹۲۲
۲	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۵۲	۰/۴۸۵	۰/۳۷	۰/۶۳۲	۰/۶۷۲	۰/۵۱۷
۳	شماره طبقه	۱	۲	۲	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۳۵۳	۰/۴۱۷	۰/۳۵۷	۰/۵۵۷	۰/۵۹۱	۰/۳۳۷
۴	شماره طبقه	۴	۴	۴	۱	۱	۴
	احتمال انتقال	۰/۴۲۹	۰/۴۱۷	۰/۵۳۳	۰/۴۳۶	۰/۵۴۱	۰/۳۵۶

جدول ۱۰. طبقات پیش‌آگاهی شده و احتمالات انتقال متناظر براساس سری تاریخی و خروجی دو مدل بزرگ‌مقیاس، ایستگاه ارومیه.

طبقات (t)	پیش‌آگاهی	یک گام به جلو (t+1)			دو گام به جلو (t+2)		
		۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B	۲۰۰۰-۱۹۷۱	HADCM3 SRB1	ECHOG SRA1B
۱	شماره طبقه	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۹۴۱	۰/۹۲۹	۰/۹۳۵	۰/۹۰۳	۰/۸۹۷	۰/۹۰۳
۲	شماره طبقه	۲	۱	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۶۴	۰/۵۸۳	۰/۴۲۹	۰/۵۴	۰/۷۱	۰/۶۲۲
۳	شماره طبقه	۳	۲	۱	۱	۱	۱
	احتمال انتقال	۰/۴۳۵	۰/۳۱۳	۰/۴۶۷	۰/۳۸۲	۰/۵۷۹	۰/۵۲۷
۴	شماره طبقه	۳	۴	۴	۱	۱	۴
	احتمال انتقال	۰/۵	۰/۴۶۲	۰/۴۱۷	۰/۳۷۳	۰/۴۳۸	۰/۲۸۱

۴ نتیجه‌گیری

این تحقیق به‌نوعی، ارزیابی اثرات افزایشی و کاهش‌ی پیش‌بینی‌شده در سناریوها ناشی از تغییر اقلیم بر احتمال وقوع طبقات خشک‌سالی و نوع وضعیت پیش‌آگاهی‌شده تا دو گام به جلو است. هر جا صحبت از تغییر اقلیم می‌شود، با توجه به بزرگ‌مقیاس بودن مدل‌های گردش کلی جو، باید از روش‌های ریزمقیاس‌نما استفاده کرد. روش ریزمقیاس‌نما در این تحقیق مبتنی بر روش ناپارامتری هموارگر هسته چگالی احتمال است که به سبب کم‌پارامتر بودن و پرهیز از استفاده از توزیع‌های آماری می‌توان آن را مورد توجه و استفاده قرار داد. این روش در شبیه‌سازی پارامترهای اقلیمی کارا ارزیابی شد. نمایه خشک‌سالی مورد استفاده نمایه اکتشاف خشک‌سالی است که برخلاف بسیاری از نمایه‌های پُرکاربرد نظیر SPI و مانند آن دارای دو ورودی است که می‌تواند واقعیت خشک‌سالی را بهتر نشان دهد. با وجود این روش به کار رفته در برآورد تبخیرتعرق در این نمایه خشک‌سالی می‌تواند منجر به کم‌برآوردی و یا بیش‌برآوردی تبخیرتعرق شود که متناظر با آن خشک‌سالی‌ها را به ترتیب کمتر و بیشتر از واقعیت نمایش می‌دهد با وجود این حسن استفاده از روش پیش‌گفته،

وابستگی صرف آن به متغیر دما است. استفاده از روش‌های دیگر در برآورد تبخیرتعرق مانند پنمن می‌تواند دقت برآورد را بیشتر کند، از طرفی دیگر حجم اطلاعات بیشتری را می‌طلبد. به نظر می‌رسد در صورت اصلاح روش برآورد تبخیرتعرق، نمایه اکتشاف خشک‌سالی، صورت واقعی از پدیده خشک‌سالی را نشان بدهد. براساس تحلیل مارکوف صورت گرفته، بیشترین اثر بدبینانه‌ترین سناریو در بین سناریوهای مورد بحث (سناریوی A1B مدل ECHO-G)، بر تداوم وقایع حدی خشک‌سالی است. این سناریو، افزایش دمای هوا (افزایش ظرفیت تبخیرتعرق طبق معادله تورنت‌وایت) و کاهش بارندگی (کاهش ورودی رطوبت) را پیش‌بینی کرده است که اثر کلی آن علاوه بر تاثیر روی احتمالات انتقال، تداوم خشک‌سالی با آستانه شروع بسیار شدید را تا ۲ ماه به همراه دارد. با این حال بررسی میزان معنی‌داری این اثرات و واسنجی مراتب بالاتر مدل مارکوف در تحقیقات بعدی توصیه می‌شود.

مراجع

قمقامی، م.، عراقی‌نژاد، ش. و قهرمان، ن.، ۱۳۸۹، به‌کارگیری یک رهیافت ناپارامتری در شبیه‌سازی

- Hisdal, H. and Tallaksen, L. M., 2000, Drought event dentition, ARIDE Technical Report No. 6, University of Oslo, Oslo.
- IPCC, 2007, Climate change 2007, the physical science basis, In: Solomon, S., Qin, D., Manning, M., Chen, Z., Marquis, M., Averyt, K. B. and Tignor, M., Miller, H. L. (Eds.), Contribution of working group I to the fourth assessment report of the intergovernmental panel on climate change, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA, p. 996.
- Kebat, P., Schulze, R. E., Hellmuth, M. E. and Veraart, J. A., 2002, Coping with impacts of climate variability and climate change in water management: a scoping paper, International Secretariat of the Dialogue on Water and Climate, Wageningen, 114 pp.
- Li, Y. P., Ye, W., Wang, M. and Yan, X., 2009, Climate change and drought: a risk assessment of crop-yield impacts, *Clim. Res.*, 39, 31-46.
- Lohani, V. K. and Loganathan, G. V., 1997, An early warning system for drought management using the Palmer drought index, *J. Am. Water Res. Assoc.*, 33(6), 1375-1386.
- Lohani, V. K., Loganathan, G. V. and Mostaghimi, S., 1998, Long-term analysis and short-term forecasting of dry spells by the Palmer drought severity index, *Nord. Hydrol.*, 29(1), 21-40.
- Loukas, A., Vasiliades, L. and Tzabiras, J., 2008, Climate change effects on drought severity, *Adv. Geosci.*, 17, 23-29.
- Maracchi, G., 2000, Agricultural drought—a practical approach to definition, assessment and mitigation.
- McKee, T. B., Doesken, N. J. and Kleist, J., 1993, The relationship of drought frequency and duration to time scales, In: Eighth Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society, Boston, 179-184.
- McKee, T. B., Doesken, N. J. and Kleist, J., 1995, Drought monitoring with multiple time scales. In: ninth Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society, Boston, 233-236.
- Paulo, A. A., Ferreira, E., Coelho, C. and Pereira, L.S., 2005, Drought class transition analysis through Markov and Loglinear models, an approach to early warning, *Agricultural Water Management*, 77, 59-81.
- Pereira, L. S., Cordery, I. and Iacovides, I., 2002, Coping with water scarcity, UNESCO IHP VI, Technical Documents in Hydrology no. 58, UNESCO, Paris, 267 pp. (available on line
- داده‌های روزانه وضع هوا همسو با تغییرات اقلیم، م. پژوهش‌های اقلیم‌شناسی، ۱(۴۳)، ۷۵-۹۴.
- قمقامی، م. و بذرافشان، ج.، ۱۳۹۰، ارزیابی یک رهیافت ناپارامتری چندمتغیره برای شبیه‌سازی دما و بارندگی ماهانه (مطالعه موردی: حوضه آبریز جازموریان)، نخستین همایش ملی هواشناسی کشاورزی و مدیریت آب کشاورزی، کرج.
- قمقامی، م. و بذرافشان، ج.، ۱۳۹۰، پیش‌آگاهی وضعیت خشک‌سالی هواشناسی در گستره ایران با استفاده از زنجیر مارکوف پنهان، م. حفاظت منابع آب و خاک، ۱(۳)، ۱-۱۲.
- قمقامی، م.، قهرمان، ن. و عراقی‌نژاد، ش.، ۱۳۹۰، ارزیابی کارایی رهیافت توسعه‌یافته نزدیک‌ترین همسایه در شبیه‌سازی داده‌های روزانه وضع هوا، م. تحقیقات آب و خاک، ۴۲(۱)، ۴۵-۵۴.
- یوسفی، ن.، حجام، س. و ایران‌نژاد، پ.، ۱۳۸۶، برآورد احتمالات خشک‌سالی و ترسالی با استفاده از زنجیره مارکوف و توزیع نرمال (مطالعه موردی: قزوین)، م. پژوهش‌های جغرافیایی، ۶، ۱۲۱-۱۲۸.
- Banik, P., Mandal, A. and Sayedur Rahman, M., 2002, Markov chain analysis of weekly rainfall data in determining drought-proneness, *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 7(4), 231-239.
- Campbell, E. P. and Bates, B. C., 2001, Regionalization of rainfall-runoff model parameters using Markov Chain Monte Carlo samples, *Water Resources Research*, 37(3), 731-739.
- Cinlar, E., 1975, Introduction to stochastic processes. Prentice-Hall, New Jersey, 402p.
- Crystal Ng, G. H., 2003, Probabilistic estimation and prediction of groundwater recharge in a semi-arid environment, Ph.D. Thesis, Massachusetts Institute of Technology.
- Dinardo, J. and Tobis, L., 2001, Nonparametric density and regression estimation, *J. Econ. Perspect.*, 15(4), 11-28.
- Dracup, J. A., Lee, K. S. and Paulson, E. D., 1980, On the definition of droughts, *Water Resour. Res.*, 16(2), 297-302.

- ICID, Ljubljana (CD-ROM paper 2).
- Tate, E. L. and Gustard, A., 2000, Drought definition: a hydrological perspective. In: Vogt, J. J., Somma, F. (Eds.), *Drought and Drought Mitigation in Europe*, Kluwer, Dordrecht, 23-48.
- Tsakiris, G., Pangalou, D. and Vangelis, H., 2006, Regional drought assessment based on the Reconnaissance Drought Index (RDI), *Water Resource manage*, **21**, 821-833.
- Vogt, J. V. and Somma, F., (Eds.), 2000, *Drought and drought mitigation in Europe*, Kluwer, Dordrecht.
- Wilhite, D. A. and Glantz, M. H., 1987, Understanding the drought phenomenon: the role of definitions. In: Wilhite, D. A., Easterling, W. E. and Wood, D. A., (Eds.), *Planning for drought*, Vestview Press, Boulder, CO, 11-27.
- Wilks, D. S., 2011, *Statistical methods in the atmospheric sciences*, Third edition, Elsevier Inc., 676p.
- Yevjevich, V., 1967, An objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic drought, Hydrology Paper no. 23, Colorado State University, Fort Collins, CO.
- Yevjevich, V., Cunha, L. V. and Vlachos, E., (Eds.), 1983, *Coping with droughts*, Water Resources Publications, Littleton, CO.
- <http://unesdoc.unesco.org/images/0012/001278/127846e.pdf>.
- Rajagopalan, B., Lall, U. and Tarboton, D. G., 1997, Evaluation of kernel density estimation methods for daily precipitation re-sampling, *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, **11**, 523-547.
- Rossi, G., 2003, Requisites for a drought watch system. In: Rossi, G., Cancellieri, A., Pereira, L. S., Oweis, T., Shatanawi, M. and Zairi, A. (Eds.), *Tools for drought mitigation mediterranean regions*, Kluwer, Dordrecht, 147-157.
- Sharif, M. and Burn, D. H., 2006, Simulating climate change scenarios using an improved k nearest neighbor model, *J. Hydrology*, **325**, 179-196.
- Sharma, A., 1996, Nonparametric approaches for simulation of stream-flow sequences, Ph.D. thesis, Civil and Environmental Engineering, Utah State University, Logan.
- Silverman, B. W., 1986, *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman and Hall, New York.
- Sivakumar, M. V. K. and Wilhite, D. A., 2002, Drought preparedness and drought management, In: *Drought Mitigation and Prevention of Land Desertification (Proc. Intern. Conf., Bled, Slovenia)*, UNESCO/Slov. Nat. Com.