



Forecasting of SPEI index using the stochastic time-series models (Case study: Ardabil province)

Yagob Dinpashoh^{1✉} | Farzad Abkar²

1. Corresponding Author, Department of Water Engineering, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: Dinpashoh@yahoo.com
2. Department of Water Engineering, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: farzadabkar1999@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received 16 December 2026
Received in revised form
4 May 2026
Accepted 8 June 2026
Published online 22 August 2026

Keywords:
Forecasting
Drought
ARIMA
SPEI

ABSTRACT

Introduction: Drought is a natural disaster that affects more people comparing others. It has known as creeping phenomenon that evolve gradually. It has adverse effects on the ecosystem, economic growth, agricultural production, political and social stability. It affects human survival and all other living things. Four types of droughts are 1) Meteorological, 2) Hydrological, 3) Agriculture and 4) Social and economic droughts. This study is on meteorological drought which can be studied using different drought indices such as SPEI, SPI, and many others. The SPEI index, is based on both precipitation and reference crop potential evapotranspiration (ET_0). SPEI has been widely used in hydrology and climatology in different countries. This index is obtained by inclusion of ET_0 on SPI index. Undoubtedly accurate prediction of drought is very important in optimal management of water resources in any region. Among the widely used linear stochastic models, that can forecast SPEI time series, it can be refer to the random stochastic models namely ARIMA and SARIMA. These two mentioned models have been widely used in various hydrological and climatic studies. The aim of this study is to predict the SPEI using the time series models in Ardabil province.

Materials and Methods: Data used in this study are the precipitation, maximum air temperature (T_{max}), minimum air temperature (T_{min}), maximum relative humidity (RH_{max}), minimum relative humidity (RH_{min}), and wind speed at ten meters height (U_{10}), and actual sunshine hours (n) in daily time scale. A 30-year statistical time period (1992–2021) was used. Three synoptic stations (Ardabil, Khalkhal, and Parsabad) having complete data were selected across the Ardabil province. Standardized Precipitation-Evaporation Index (SPEI) calculated in five distinct time scales (1, 3, 6, 9, and 12 months). This index is calculated by precipitation minus the ET_0 in a given time scale. In the first step, to calculate the SPEI index, the potential reference crop evapotranspiration (ET_0) is calculated using the recommended from of the Penman-Montheis method. In the second step, the parameter denoted by D is obtained by subtraction of ET_0 from precipitation. In the third step, D values are fitted by a three-parameter log-logistic distribution. Its parameters were estimated using the maximum likelihood method. Then, having the cumulative distribution function values at hand, the SPEI values were estimated as well. In the following, two random time series models (ARIMA and SARIMA) were used to model the SPEI index. Finally, the derived model was used to forecast SPEI in the selected stations.

Results and Discussion: The most prominent results are as follows: 1) In a 6-month time window the longest duration of drought in Ardabil station had 33 months length. This length was about 16 months in Khalkhal station for a 12-month time window. Also, in Parsabad station, the longest period of drought for a 12-month time window has lasted about 44 months. 2) The most severe drought period has been experienced in Ardabil, Khalkhal, and Parsabad stations, in a 12-month time window, had drought severity (with SPEI) equal to -3.89, -2.46, and -3.06, respectively. 3) The most suitable linear time series random model in Ardabil station was found for the SPEI₆ index. This model was the SARIMA(2,0,0)(0,1,4)12. In Khalkhal station, the most suitable model belonged to SPEI₁. The type of the model for this site is SARIMA model (0,0,0) (0,1,1)12. In Parsabad station the most suitable model was found for SPEI₆. SARIMA model (2,0,0) (1,1,1)12 was detected as the best one for Khalkhal. 4) Predictions for short-term time windows (1, 3 and 6 months) were more accurate than that of the long-term time windows (9 and 12 months).

Conclusions: The results of this study showed that the length of meteorological drought using the SPEI index in the three selected stations and in the time scales (1, 3, and 6 months) fluctuates between 3 and 5 months. As the time scale increases, the number of drought events decreases. In addition, by increasing the time window duration of drought increases. In the present study, ARIMA and SARIMA models were used to predict the SPEI index. Time series models were found to be a suitable tool to predict the SPEI index in the study area having the arid and semi-arid climate. In this study, the SARIMA model was used to predict the SPEI index due to the presence of seasonal trends in the 1, 3, 6, and 9 months, time windows. Results showed that this model had reasonable accuracy for all time windows except 12 months. This window was found to be lack of the seasonal trends. Therefore, the non-seasonal ARMA model was used, for 12-month window.

Cite this article: Dinpashoh, Y., & Abkar, F. (2026). Forecasting of SPEI index using the stochastic time-series models (Case study: Ardabil province). *Journal of Water and Irrigation Management*, 16 (2), 349-370. DOI: <https://doi.org/10.22059/jwim.2026.408263.1275>



© The Author(s).

DOI: <https://doi.org/10.22059/jwim.2026.408263.1275>

Publisher: University of Tehran Press.



پیش‌بینی شاخص SPEI با استفاده از مدل‌های تصادفی سری زمانی (مطالعه موردی: استان اردبیل)

یعقوب دین‌پژوه^۱ | فرزاد آبکار^۲

۱. نویسنده مسئول، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: Dinpashoh@yahoo.com

۲. گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. رایانامه: farzadabkar1999@gmail.com

چکیده	اطلاعات مقاله
پیش‌بینی خشک‌سالی در برنامه‌ریزی علمی و مدیریت بهینه منابع آب هر منطقه اهمیت فراوانی دارد. در این مطالعه، مدل‌سازی و پیش‌بینی سری‌های زمانی شاخص خشک‌سالی (SPEI) برای سه ایستگاه واقع در استان اردبیل با استفاده از مدل‌های ARMA و SARIMA انجام شد. بدین منظور، از اطلاعات هواشناسی ایستگاه‌های اردبیل، خلخال و پارس‌آباد در دوره آماری (۱۹۹۲-۲۰۲۱) بهره گرفته شد. شاخص SPEI در هر ایستگاه، در مقیاس‌های زمانی مختلف، محاسبه و از ۲۵ سال اول داده‌ها برای واسنجی و پنج سال آخر برای صحت‌سنجی استفاده شد. مناسب‌ترین مدل، در هر ایستگاه، انتخاب گردید. نتایج نشان داد که در هر سه ایستگاه، سری‌های زمانی $SPEI_1$ ، $SPEI_3$ و $SPEI_6$ روند فصلی قوی، با تناوب ۱۲ ماهه داشتند. با افزایش مقیاس زمانی از اهمیت روند فصلی کاسته شد. به‌طوری‌که، در سری $SPEI_{12}$ روند فصلی مشاهده نشد. در ایستگاه اردبیل، دقیق‌ترین پیش‌بینی، از بین همه مقیاس‌های زمانی، متعلق به $SPEI_3$ بوده که با مدل $SARIMA(0,0,2)(3,1,0)_{12}$ و معیارهای $RMSE=0.25$ ، $NS=0.94$ و $AIC=-144.94$ ارزیابی گردید. در ایستگاه خلخال، دقیق‌ترین پیش‌بینی مربوط به سری $SPEI_3$ با مدل $SARIMA(1,0,2)(3,1,0)_{12}$ و معیارهای $RMSE=0.3$ ، $NS=0.91$ و $AIC=-185.52$ ارزیابی شد. در ایستگاه پارس‌آباد، بهترین پیش‌بینی مربوط به سری $SPEI_6$ با مدل $SARIMA(3,0,0)(0,1,1)_{12}$ و معیارهای $RMSE=0.33$ ، $NS=0.89$ و $ACI=-251.5$ حاصل شد. نتایج این مطالعه در مدیریت منابع آب استان اردبیل می‌تواند، مفید واقع شود.	نوع مقاله: مقاله پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۲۵ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۱۸ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۵/۳۱ کلیدواژه‌ها: پیش‌بینی خشک‌سالی SPEI ARIMA

استناد: دین‌پژوه، یعقوب و آبکار، فرزاد (۱۴۰۵). پیش‌بینی شاخص SPEI با استفاده از مدل‌های تصادفی سری زمانی (مطالعه موردی: استان اردبیل). نشریه مدیریت آب و آبیاری، ۱۶ (۲)، ۳۴۹-۳۷۰. DOI: <https://doi.org/10.22059/jwim.2026.408263.1275>



۱. مقدمه

پدیده خشک‌سالی یکی از بلایای طبیعی زیان‌بار است که اکوسیستم و جامعه را به انواع گوناگون تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد (Wang et al., 2018; Lai et al., 2019). پژوهش‌های مرتبط با خشک‌سالی، کلاً در چهار کلاس متمایز، شامل هواشناسی، هیدرولوژیکی، کشاورزی و مطالعه با تکیه بر جنبه‌های اجتماعی و اقتصادی قابل مطالعه است. پیش خشک‌سالی^۱ برای مدیریت بهینه منابع آب، به‌ویژه نواحی خشک و نیمه‌خشک، ضروری به‌نظر می‌رسد. مطالعه خشک‌سالی، به‌طور عمده با شاخص‌های مختلف مانند شاخص شدت خشک‌سالی پالمر^۲ (PDSI) (Palmer, 1986)، شاخص بارش استاندارد^۳ (SPI) (McKee et al., 1993)، شاخص خشک‌سالی مؤثر^۴ (EDI) (Byun & Wilhite, 1999) و شاخص بارش تبخیر-تعرق استاندارد شده^۵ (SPEI) (Vicente-Serrano et al., 2010) می‌باشد. این شاخص، براساس داده‌های بارش و تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع (ET_0) استوار بوده و اخیراً در تحقیقات مربوط به علوم منابع آب به‌کار گرفته شده است (Zhang et al., 2021; Tayfur, 2021). این شاخص با گنجاندن پارامتر ET_0 در ساختار شاخص SPI حاصل شده است (Kim & Rhee, 2016; Vicente-Serrano et al., 2010). در نتیجه، در مطالعه SPEI نسبت به شاخص‌های دیگر، پارامترهای هواشناسی بیشتری را لحاظ می‌کند. در مطالعات مربوط به SPEI غالباً مقدار ET_0 با روش توصیه شده پنمن-مانتیس^۶ (PM) تخمین زده می‌شود (Vicente-Serrano et al., 2010; Dong et al., 2023).

مدل‌سازی سری زمانی شاخص‌های خشک‌سالی، به‌عنوان یک راهبرد مؤثر در پیش‌بینی شاخص و مدیریت منابع آب شناخته شده است. مدل‌های تصادفی سری زمانی، ساده، پراکند و مفید هستند. این مدل‌ها به‌طور گسترده، برای پیش‌بینی متغیرهای هیدرولوژیکی مختلف به‌کار گرفته شده است (Machiwal & Jha, 2008; Toth et al., 1999; Mohammadi et al., 2021; Aghelpour & Varshavian 2020; Aghelpour et al., 2019; Mehdi-zadeh et al., 2019; Van Vuren et al., 2016). از میان مدل‌های سری‌های زمانی پراکند می‌توان به مدل‌های تصادفی ARIMA و SARIMA اشاره نمود. در این مدل‌ها، لازم است، چندین مؤلفه (شامل مرتبه اتورگرسیون p ، مرتبه تفاضل d و مرتبه میانگین متحرک q) براساس مشاهدات تخمین زده شوند. این مدل‌ها را به‌ترتیب، با $ARIMA(p,d,q)$ و $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$ نشان می‌دهند که در آن (p,d,q) و (P,D,Q) به‌ترتیب، مرتبه‌های بخش غیرفصلی و فصلی سری می‌باشد (Mishra et al., 2007; Abebe & Foerch, 2008). مدل SARIMA (یا ARIMA فصلی) یکی از قدرتمندترین و پراکاربردترین مدل‌های آماری برای پیش‌بینی داده‌های ماهانه سری زمانی بارش است (Chourishi et al., 2022). ژانگ و همکاران (۲۰۱۷)، برای پیش‌بینی خشک‌سالی هواشناسی در حوضه رود هایه^۷ در چین، از مدل تصادفی ARIMA استفاده نمودند که نتایج آن، حاکی از دقت خوب مدل در پیش‌بینی خشک‌سالی منطقه مذکور بود (Zhang et al., 2017). در پژوهشی دیگر، که در اقلیم مدیترانه‌ای لبنان انجام شد، از مدل ARIMA برای پیش‌بینی دما، بارش و خشک‌سالی استفاده و نتایج نشان داد که این روش، می‌تواند به‌عنوان ابزاری مفید برای مدیریت صحیح آب در هنگام خشک‌سالی به‌کار رود (Al Sayah et al., 2021). از دیگر مطالعات مرتبط با خشک‌سالی در جهان، می‌توان به کارهای انجام‌شده در ایالات متحده (Otkin et al., 2024)، اروپا (Stagge et al., 2015)، شبه جزیره ایبر^۸ (Lorenzo-Lacruz et al., 2013) و حوضه آبریز رودخانه زرد واقع در کشور چین (Huang et al., 2025) اشاره کرد.

در ایران نیز مطالعات مشابه در زمینه سری‌های زمانی به‌طور پراکنده انجام شده است. به‌عنوان نمونه، در یک مطالعه، از مدل ARIMA برای پیش‌بینی خشک‌سالی هیدرولوژیکی در مقیاس‌های زمانی فصلی و ماهانه استفاده کردند و نشان دادند که پیش‌بینی‌ها در مقیاس فصلی خطای کم‌تری داشتند (Bazrafshan et al., 2015). در مطالعه‌ای دیگر،

برآورد و پیش‌بینی ET_0 در چهار ایستگاه هواشناسی ایران (شامل انزلی، آستارا، منجیل و رشت) در مقیاس ماهانه برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۴ انجام شده است (Ashrafzadeh et al., 2020). آن‌ها از سه نوع مدل مختلف، شامل مدل میانگین متحرک تلفیقی اتورگرسیو فصلی (SARIMA)، ماشین بردار پشتیبان (SVM) و روش گروهی پردازش داده (GMDH) استفاده کردند تا مدلی مناسب برای پیش‌بینی ET_0 در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت ایجاد کنند. نتایج تحقیق ایشان، نشان داد که در ایستگاه‌های انزلی و رشت، بهترین پیش‌بینی‌ها از مدل SARIMA و برای ایستگاه‌های آستارا و منجیل، از مدل GMDH حاصل شد. همچنین، نتایج نشان داد که در مقیاس‌های مختلف زمانی (از ۱ تا ۲۴ ماه)، مدل‌های SARIMA به‌طور کلی، نسبت به مدل‌های SVM و GMDH دقت بیشتری دارند (Ashrafzadeh et al., 2020). با استفاده از شاخص خشک‌سالی سطحی SDI و بهره‌گیری از مدل‌های تصادفی در ناحیه جنوب‌غربی دریای خزر معلوم شد که شاخص مذکور در مقیاس‌های زمانی یک، سه، شش و نه ماهه دارای روند فصلی بوده و با مدل SARIMA سازگاری بهتری دارند، اما در بازه زمانی ۱۲ ماهه (SDI_{12}) روند فصلی مشاهده نشد و مدل ARMA مناسب‌ترین انتخاب برای این پنجره زمانی بود (Aghelpour et al., 2021). در زمینه سایر مطالعات خشک‌سالی در ایران، می‌توان به کارهای انجام شده در آبخوان دشت اردبیل (Hoseini et al., 2025; Daneshvar Vousoughi et al., 2011)، چند ایستگاه همدید مختلف در پهنه ایران (Ekhtiary Khajeh et al., 2019)، در تبریز (Dinpashoh et al., 2018)، سه ایستگاه با اقلیم متفاوت، شامل تبریز، بندر انزلی و زاهدان (Ekhtiary Khajeh & Dinpashoh, 2018)، هفده ایستگاه همدید در شمال‌غرب ایران (Hoseini et al., 2015)، در ارومیه (Mirabbasi Najafabadi et al., 2014) و حوضه دریاچه ارومیه (Ghorbani Aghdam et al., 2012) اشاره کرد.

هرچند مطالعات متعددی در زمینه خشک‌سالی هواشناختی در ایران انجام شده است، با این حال، تعداد مطالعاتی که پدیده خشک‌سالی را با شاخص SPEI و تلفیق آن با مدل‌های سری‌های زمانی بررسی کرده باشد، اندک است. به‌ویژه، چنین مطالعه‌ای برای استان اردبیل انجام نشده است. بنابراین، مطالعه حاضر به‌عنوان اولین مطالعه در زمینه تلفیق پدیده خشک‌سالی هواشناختی و مدل‌های سری‌های زمانی در اردبیل محسوب می‌شود. مطالعه خشک‌سالی در استان اردبیل از اهمیت مضاعفی برخوردار است، زیرا شغل غالب مردم این منطقه، کشاورزی و دامداری است و بخش مهمی از غذای موردنیاز مردم در این استان تأمین می‌شود. نظر به این که پدیده خشک‌سالی، همواره یکی از چالش‌های مهم این منطقه است. بنابراین، در صورتی که بتوان مدل مناسبی برای پیش‌بینی شاخص‌های خشک‌سالی در این استان بسط داد، می‌توان از استراتژی‌ها و تصمیم‌های مناسب برای مدیریت بهینه منابع آب استان اردبیل استفاده کرد. به‌نظر می‌رسد تاکنون مطالعه جامعی در استان اردبیل با استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی جهت پیش‌بینی شاخص SPEI انجام نشده است. در این مطالعه، تلاش شده است که به این سؤال پاسخ داده شود که در هر ایستگاه، کدام مدل سری زمانی برای مدل‌سازی شاخص SPEI مناسب است. بنابراین، هدف این مطالعه، پیش‌بینی شاخص خشک‌سالی SPEI با استفاده از مدل‌های سری زمانی در سه ایستگاه منتخب در استان اردبیل می‌باشد.

۲. روش‌شناسی پژوهش

۲.۱. منطقه مورد مطالعه

استان اردبیل در شمال‌غرب ایران با مساحت ۱۷۹۵۳ کیلومتر مربع در طول جغرافیایی ۴۷ درجه و ۳۰ دقیقه تا ۴۸ درجه و ۵۵ دقیقه طول شرقی و عرض جغرافیایی ۳۷ درجه و ۴۵ دقیقه تا ۳۹ درجه و ۴۲ دقیقه عرض شمالی قرار دارد. ارتفاع ایستگاه هواشناسی اردبیل ۱۳۳۵ متر از سطح دریاهای آزاد است. این استان در منطقه کوهستانی واقع شده و دارای اقلیم

نیمه‌خشک سرد می‌باشد. اقلیم اردبیل با روش دومارتن نیمه خشک بوده و میانگین دمای هوای سالانه ۹/۹ درجه سانتی‌گراد، میانگین تعداد روزهای بارانی، برفی و یخبندان به ترتیب ۱۰۰، ۳۴ و ۱۲۷ روز در سال و میانگین بارش سالانه این استان حدود ۲۷۳ میلی‌متر گزارش شده است (Hoseini et al., 2015; Daneshvar Vousoughi et al., 2011). با این حال، براساس آمار موجود بارش سالانه اردبیل در دامنه ۲۵۰ تا ۶۰۰ میلی‌متر تغییر می‌کند. در اردبیل، حداقل و حداکثر مطلق دمای هوا در مقیاس روزانه، به ترتیب معادل ۳۳/۸- (فوریه ۱۹۸۹) و ۴۰/۸+ درجه سانتی‌گراد (اوت ۲۰۱۵) است. بیش‌ترین بارش روزانه ثبت‌شده در اردبیل، معادل ۱۵۸/۹ میلی‌متر بوده که در اکتبر ۱۹۸۲ نازل شده است (http://www.ardmet.ir/fa). شکل (۱) نقشه DEM استان اردبیل را نشان می‌دهد.

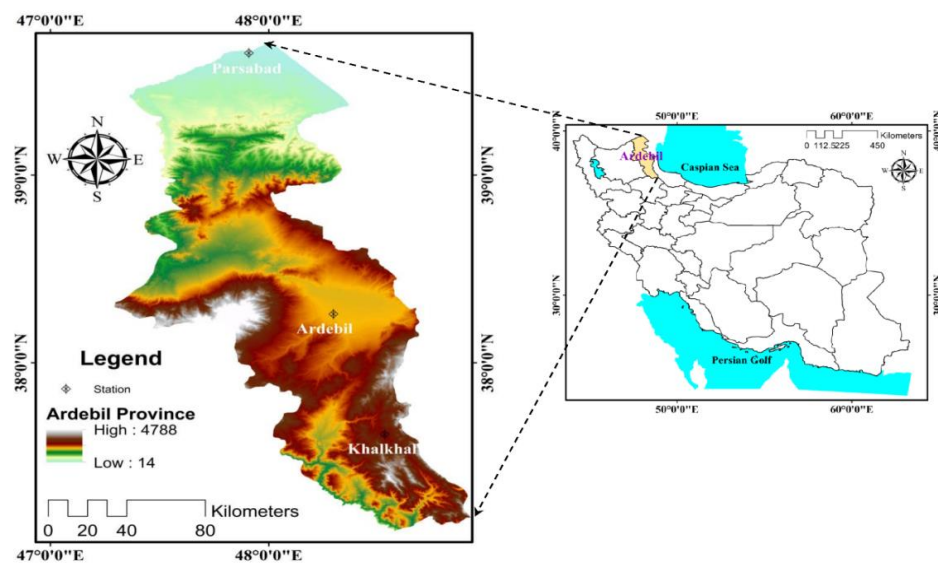


Figure 1. DEM map of Ardabil province and geographical location of the selected stations in it

۲.۲. داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه، از داده‌های بارش، حداکثر دمای هوا (T_{max})، حداقل دمای هوا (T_{min})، حداکثر رطوبت نسبی هوا (RH_{max})، حداقل رطوبت نسبی هوا (RH_{min})، سرعت باد در ارتفاع ۱۰ متری (U_{10})، ساعات آفتابی واقعی (n) در مقیاس روزانه استفاده شد. داده‌ها از اداره کل هواشناسی استان اردبیل اخذ گردید. دوره آماری یکسان (۱۹۹۲-۲۰۲۱) برای ایستگاه‌ها در نظر گرفته شد. با استفاده از آزمون ران-تست از همگنی داده‌ها اطمینان حاصل شد. سری داده‌ها از مقیاس روزانه به ماهانه تبدیل شد. میانگین ماهانه هر پارامتر در طول دوره آماری محاسبه شد. مقادیر ET_0 با استفاده از روش PM محاسبه شد. سپس شاخص SPEI در هر ایستگاه محاسبه شد. سه ایستگاه همدید اردبیل، خلخال و پارس‌آباد با داده کافی برای تحلیل، انتخاب شد. مشخصات ایستگاه‌های منتخب و میانگین پارامترهای اقلیمی آن‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

Table 1. Characteristics of meteorological stations and summary statistics of their climatic parameters (1992-2021)

Station	Geographical locations			Average parameters				
	Latitude	Longitude	Altitude (m)	P (mm)	ET_0 (mm)	T_{max}^{ξ} ($^{\circ}C$)	T_{min}^* ($^{\circ}C$)	T_{mean} ($^{\circ}C$)
Ardebil	38° 13' 05"	48° 19' 43"	1335.2	286.3	948.3	25.4	-7.3	9.5
Khalkhal	48° 32' 18"	37° 36' 32"	1797.4	373.5	929.5	26.5	-9.3	8.9
Parsabad	39° 36' 18"	47° 46' 44"	72.6	270.8	919.6	34.1	-0.9	15.1

Note: In this table P is mean annual precipitation, ET_0 is mean annual reference crop evapotranspiration using the Penman-Montheis method.

ξ long-term mean of air temperature in the hot month of the year

* long-term mean of air temperature in the cold month of the year

۳.۲. شاخص بارش-تبخیر-تعرق استاندارد شده (SPEI)

شاخص SPEI یکی از شاخص‌های خشک‌سالی هواشناسی است که تابعی از دو متغیر بارش و ET_0 می‌باشد. این شاخص، از تفاضل بارش و ET_0 در مقیاس‌های زمانی مختلف محاسبه می‌شود. در این مطالعه، شاخص SPEI برای منطقه موردنظر در مقیاس‌های زمانی یک، سه، شش، نه و ۱۲ ماه محاسبه گردید. در مرحله اول، برای محاسبه شاخص SPEI، مقادیر ET_0 از روش PM به شرح زیر استفاده شد (Allen et al., 1998; Dinpashoh et al., 2011; Dinpashoh et al., 2019):

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} \quad \text{رابطه (۱)}$$

در این رابطه، ET_0 تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع (mm day^{-1})، Δ شیب منحنی فشار بخار اشباع تابعی از میانگین درجه حرارت هوا ($\text{kPa } ^\circ\text{C}^{-1}$)، R_n تابش خالص در سطح پوشش گیاهی ($\text{MJ m}^{-2} \text{day}^{-1}$)، G شار حرارتی خاک ($\text{MJ m}^{-2} \text{day}^{-1}$)، γ ثابت سایکرومتری ($\text{kPa } ^\circ\text{C}^{-1}$)، T متوسط درجه حرارت هوا در مقیاس روزانه ($^\circ\text{C}$)، u_2 متوسط سرعت باد روزانه در ارتفاع دو متری از سطح زمین (m/s)، e_s فشار بخار اشباع هوا در ارتفاع ۱/۵ تا ۲ متری از سطح زمین (kPa)، e_a فشار بخار واقعی هوا در ارتفاع ۱/۵ تا دو متری از سطح زمین (kPa) می‌باشد (Allen et al., 1998; Babamiri & Dinpashoh, 2016). برای تبدیل سرعت باد از ارتفاع Z متری به دو متری از رابطه (۲) استفاده شد (Allen et al., 1998; Dinpashoh & Heidary, 2025):

$$u_2 = u_z \frac{4.87}{\ln(67.8 z - 5.42)} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن، z ارتفاع وسیله اندازه‌گیری باد از سطح زمین به متر، u_z سرعت باد در ارتفاع z متری به متر بر ثانیه و u_2 سرعت باد در ارتفاع دو متری به متر بر ثانیه است.

پس از محاسبه ET_0 ، پارامتر D_i (تفاضل تبخیر-تعرق پتانسیل (ET_0) و بارش (P) در ماه i ام) از رابطه (۳) محاسبه گردید (Mehdizadeh et al., 2020).

$$D_i = P_i - ET_{0i} \quad (\text{for } i = 1, 2, \dots, n) \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن، n تعداد ماه‌ها در سری زمانی (P یا ET_0) می‌باشد. مقدار D_i محاسبه‌شده در مقیاس‌های مختلف مشابه با شاخص SPI در نظر گرفته شد. برای این کار، اختلاف P و ET_0 در ماه i ام و سال j ام در مقیاس زمانی k ام به شرح روابط زیر در نظر گرفته شد (روابط ۴ و ۵) (Vicente-Serrano et al., 2010).

$$X_{i,j}^k = \sum_{L=13-k+j}^{12} D_{i-1,L} + \sum_{L=1}^j D_{i,L} \quad \text{if } (j < K) \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$X_{i,j}^k = \sum_{L=j-k+1}^j D_{i,L} \quad \text{if } (j \geq k) \quad \text{رابطه (۵)}$$

در این رابطه، $D_{i,L}$ معادل با مقدار ($P - ET_0$) در اولین ماه از سال است. در مرحله بعد، مقادیر D_i محاسبه‌شده با توزیع لوگ‌لاجستیک سه پارامتری برازش داده شدند. لازم به ذکر است که در استان اردبیل غالباً مقدار D منفی می‌باشد، زیرا معمولاً مقدار P کم‌تر از ET_0 می‌باشد.

تابع CDF متغیر تصادفی D به شرح زیر در نظر گرفته شد (رابطه ۶) (Liu et al., 2016; Vicente-Serrano et al., 2010):

$$F(x) = \left[1 + \left(\frac{\alpha}{x - \gamma} \right)^\beta \right]^{-1} \quad \text{رابطه (۶)}$$

تابع چگالی احتمال یا $f(x)$ در واقع مشتق تابع احتمال تجمعی یا $F(x)$ است. فرم ریاضی این تابع برای توزیع لوگ‌لاجستیک سه پارامتری به شرح رابطه زیر می‌باشد (رابطه ۷):

$$f(x) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} \left[1 + \left(\frac{x - \gamma}{\alpha} \right)^\beta \right]^{-2} \quad \text{رابطه (۷)}$$

در این رابطه، α ، β و γ به ترتیب پارامترهای مقیاس، شکل و موقعیت هستند. دامنه تغییرات D به صورت $\gamma < D < \infty$ می‌باشد (Vicente-Serrano et al., 2010).

در این مطالعه، پارامترهای توزیع لوگ-لاجستیک سه پارامتری با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی با نرم‌افزار Minitab21 تخمین زده شدند. هر یک از سری‌های D با مقیاس‌های زمانی مختلف با تابع توزیع لوگ-لاجستیک سه پارامتری برازش داده شدند.

پس از تخمین پارامترها، تابع $F(x)$ حاصل و مقادیر SPEI از رابطه (۸) تخمین زده شدند (Vicente-Serrano *et al.*, 2010):

$$SPEI = w - \frac{C_0 + C_1 w + C_2 w^2}{1 + d_1 w + d_2 w^2 + d_3 w^3} \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آن:

$$w = \sqrt{-2 \ln(p)} \quad \text{for} \quad p \leq 0.5 \quad \text{رابطه (۹)}$$

و p احتمال بیش‌تری است که مقدار آن همواره بین صفر و یک است. اگر p بیش از ۰/۵ باشد، لازم است، به جای p از $(1-P)$ استفاده شده و حاصل در منفی یک ضرب شود. در رابطه (۸) مقادیر ثابت به شرح زیر در نظر گرفته شدند (رابطه ۱۰) (Vicente-Serrano *et al.*, 2010):

$$C_0 = 2.515517, C_1 = 0.802853, C_2 = 0.010328 \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$d_1 = 1.432788, d_2 = 0.189269, d_3 = 0.001308 \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

شاخص SPEI دارای میانگین صفر و انحراف معیار آن واحد است (Liu *et al.*, 2016). نظر به اینکه، شاخص SPEI در واقع، مقادیر استاندارد شده سری زمانی D می‌باشد بنابراین، می‌توان آن را در ایستگاه‌های مختلف باهم مقایسه نمود. مقدار شاخص SPEI نظیر صفر، معادل با مقدار D متناظر با احتمال کم‌تری نیم می‌باشد. لازم به اشاره است که در برخی مطالعات، برای تخمین ET_0 از روش تورنت-وایت استفاده شده است (Liu *et al.*, 2016). با این حال، چون روش PM پارامترهای اقلیمی بیش‌تری نسبت به روش تورنت-وایت در تخمین ET_0 دخالت می‌دهد، در این مطالعه، از آن برای تخمین ET_0 استفاده شد.

طبقه‌بندی شدت خشک‌سالی با روش شاخص SPEI در جدول (۲) ارائه شده است.

Table 2. Description of drought quality by SPEI method (Santoso *et al.*, 2022)

SPEI	Dry classification	SPEI	Wet classification
0 to -0.99	Mildly dry or near normal	0 to +0.99	Mildly wet or near normal
-1 to -1.49	Moderately dry	+1.00 to +1.49	Moderately wet
-1.50 to -1.99	Severely dry	+1.50 to +1.99	Very wet
≤ -2.00	Extremely dry	$+2.00 \geq$	Extremely wet

۴.۲. مدل‌های سری‌های زمانی

هدف اصلی تجزیه و تحلیل یک‌سری زمانی، پیدا کردن مدلی است که بتواند با توجه به داده‌های موجود، اندازه کمیت را در چند گام زمانی در آینده به‌طور قابل قبول پیش‌بینی کند. از جمله مهم‌ترین مدل‌های سری‌های زمانی، مدل‌های AR (خودهمبسته)، MA (میانگین متحرک)، ARMA (خودهمبسته- میانگین متحرک)، ARIMA (خودهمبسته- میانگین متحرک یکپارچه) و SARIMA (میانگین متحرک یکپارچه اتوگرسیون فصلی) می‌باشد. سه مدل اخیر، ترکیبی از مدل‌های AR و MA می‌باشد. ایستایی، یکی از شرایط اولیه و اساسی استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی است. ایستایی، به معنی عدم تفاوت معنی‌دار در میانگین و/یا واریانس در بخش‌های مختلف یک‌سری است. اگر داده‌ها نایستا باشند، می‌توان آن را با استفاده از روش تفاضل‌گیری ایستا کرد. در این مطالعه، از روش باکس-کاکس برای ایستا کردن سری موردنظر در میانگین و واریانس استفاده شد (Box *et al.*, 1994).

۲.۴.۱. مدل همبسته AR(p)

این مدل بر پایه این فرض استوار است که هر مشاهده در زمان t (Z_t) به داده ماقبل (Z_{t-1}) و p داده ماقبل (Z_{t-p}) آن وابسته است، فرم ریاضی این مدل به شرح رابطه (۱۲) است (Salas et al., 1980):

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

که در آن، ϕ_j اصطلاحاً زامین ضریب خودهمبسته (اتورگرسیو) و ε_t مقدار پسماند خطا در زمان t است.

۲.۴.۲. مدل میانگین متحرک MA(q)

مدل‌های میانگین متحرک همانند مدل‌های AR بوده با این تفاوت که مقدار Z_t ، به تعداد محدودی (مانند q) از ε ها در زمان t و زمان‌های ماقبل وابسته است. فرایند میانگین متحرک با رابطه (۱۳) قابل توصیف است (Salas et al., 1980).

$$Z_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

که در آن، θ_j اصطلاحاً زامین ضریب مدل MA نام دارد. مدل‌های میانگین متحرک اصطلاحاً مدل‌های بی‌حافظه نام دارند زیرا به مشاهدات ماقبل ربط ندارند.

۲.۴.۳. مدل خود همبسته میانگین متحرک ARMA(p,q)

با ادغام دو مدل قبل MA و AR در یکدیگر مدل ARMA(p,q) حاصل می‌شود. شکل ریاضی این مدل به صورت زیر می‌باشد (رابطه ۱۴) (Salas et al., 1980; Mehdizadeh et al., 2020).

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\phi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

که در آن، p مرتبه مدل AR و q مرتبه مدل MA و ϕ_i و θ_j به ترتیب، زامین و ضریب مدل در فرایندهای AR و MA می‌باشند. افزون بر این، ε_t مقدار خطا در زمان t می‌باشد که دارای میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 است.

۲.۴.۴. مدل خود همبسته میانگین متحرک تلفیق شده ARIMA(p,d,q)

به طوری که اشاره شد، برای استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی لازم است شرط ایستایی در سری برقرار باشد، اگر سری زمانی فاقد شرط ایستایی باشد، آنگاه در رابطه (۱۳)، عبارت Z_t با عبارت $(Z_t - Z_{t-d})$ که در آن d مرتبه تفاضلی است، جایگزین می‌شود. با این عمل، مدل ARIMA حاصل می‌شود (Box et al., 1994; Salas et al., 1980).

۲.۴.۵. مدل خود همبسته میانگین متحرک فصلی SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s

الگوی فصلی (حالت تناوبی) از دیگر مشخصه‌های سری‌های زمانی است. در صورت وجود الگوی مذکور، می‌توان از مدل SARIMA استفاده کرد. اگر دوره تناوب با S نشان داده شود، می‌توان به منظور الگوسازی فرایندهای فصلی نایستا، از روش تفاضل فصلی با دوره S برای سری Z_t استفاده کرد. اگر در رابطه (۱۳) Z_t با عبارت $(Z_t - Z_{t-S})$ جایگزین شود مدل SARIMA حاصل می‌شود. در مطالعه حاضر، برای مدل‌سازی از گزینه انتخاب خودکار مدل بهینه (در هر سری زمانی) در نرم‌افزار Minitab21 استفاده شد. در این پژوهش، از بین مدل‌های ARIMA و SARIMA با مرتبه‌های مختلف و تفاضلگیری‌های مختلف جهت پیش‌بینی شاخص SPEI استفاده شد. طول کل دوره مورد مطالعه ۳۰ سال

(۱۹۹۲-۲۰۲۱) در مقیاس ماهانه بود که ۲۵ سال اول آن، برای واسنجی مدل و پنج سال بعدی برای صحت‌سنجی استفاده شد.

۵.۲. معیارهای ارزیابی عملکرد مدل‌ها

برای ارزیابی اعتبار مدل از معیارهای ارزیابی شامل ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)، ضریب تعیین (R^2)، معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و ضریب نش-ساتکلیف (NS) به شرح زیر استفاده شد:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - f_i)^2} \quad \text{رابطه ۱۵}$$

$$R^2 = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(f_i - \bar{f})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^n (f_i - \bar{f})^2}} \right]^2 \quad \text{رابطه ۱۶}$$

$$AIC = -2Ln(L) + 2m \quad \text{رابطه ۱۷}$$

$$NS = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - f_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad \text{رابطه ۱۸}$$

در معادلات فوق، y_i و $\bar{y}$ به ترتیب، بیانگر داده‌های مشاهداتی و میانگین آن‌ها، f_i و $\bar{f}$ به ترتیب، i امین داده پیش‌بینی شده از مدل و میانگین آن‌ها، n تعداد داده‌ها، $m = (p + q + P + Q)$ تعداد عبارت تخمین زده شده در مدل و L مقدار عددی تابع درست‌نمایی مدل SARIMA می‌باشند. مقادیر کم (نزدیک به صفر) برای RMSE و مقادیر نزدیک به یک برای هر دو معیار R^2 و NS، نشانه‌هایی از عملکرد مطلوب مدل هستند. از بین مدل‌های سری‌های زمانی، مدلی که معیار AIC آن از همه کم‌تر بود، برای استفاده انتخاب شد (Salas et al., 1980).

۳. یافته‌های پژوهش و بحث

شکل (۲) نمودارهای مربوط به الگوی تغییرات میانگین بارش ماهانه را در سه ایستگاه منتخب نشان می‌دهد. مقادیر میانگین بارش ماهانه، در دامنه ۵/۵۹ تا ۵۹/۸ میلی‌متر در طول دوره آماری موردبررسی، در نوسان می‌باشد. میانگین بارش ماهانه اردبیل ۲۳/۰۵ میلی‌متر، خلخال ۳۰/۶ میلی‌متر و پارس‌آباد ۲۲/۲ میلی‌متر بود. انحراف معیار نظیر هر یک از سری‌ها به ترتیب، برای اردبیل ۲۰/۹۳ میلی‌متر، خلخال ۲۷/۳۴ و پارس‌آباد ۲۱/۴۳ میلی‌متر است.

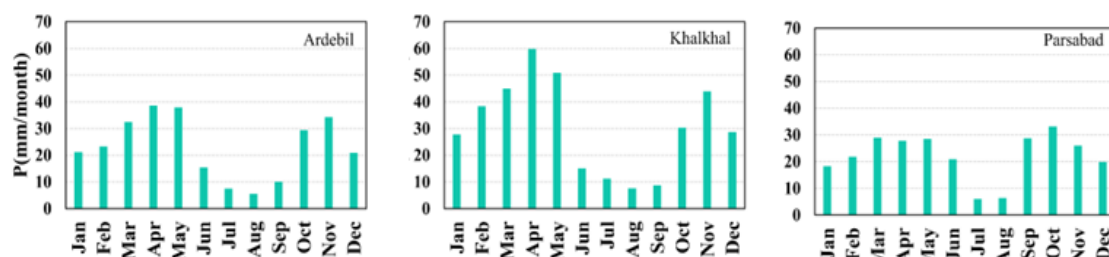


Figure 2. Pattern of rainfall changes in the selected stations in monthly scale (1992-2021)

۳.۱. تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع (ET_0)

شکل (۳) نمودارهای مربوط به سری زمانی ET_0 ماهانه را با روش PM نشان می‌دهد. براساس شکل مذکور، هر سه سری دارای خاصیت فصلی می‌باشد، زیرا نمودار آن در هر سه ایستگاه، حالت موجی یا سینوسی داشته و در ماه‌های گرم

سال به اوج و در ماه‌های سرد سال به حضيض می‌رسند. سری‌های ET_0 ماهانه، در دامنه ۱۰ تا ۱۷۰ میلی‌متر (برای هر سه ایستگاه) تغییر می‌کند. مقادیر کم ET_0 مربوط به ماه‌های سرد سال و مقادیر زیاد آن متعلق به ماه‌های گرم سال است.

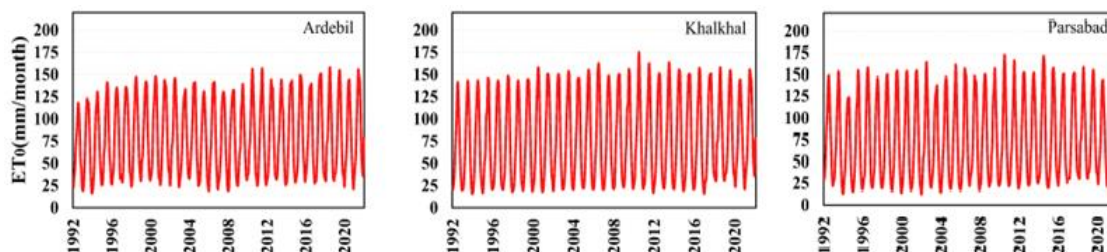


Figure 3. Variations of potential reference crop evapotranspiration in monthly scale and in the selected stations

۲.۳. شاخص خشک‌سالی SPEI

شکل‌های (۴)، (۵) و (۶) به ترتیب، نمودار تغییرات مقادیر SPEI را در ایستگاه‌های اردبیل، خلخال و پارس‌آباد و در دوره آماری ۳۰ ساله نشان می‌دهد. به‌طوری‌که از این شکل‌ها می‌توان مشاهده کرد، با افزایش مقیاس زمانی، تعداد دوره‌های خشک‌سالی کاهش و مدت دوام آن‌ها افزایش می‌یابد. در ایستگاه اردبیل و در پنجره یک ماهه، به‌طور یک در میان، در بازه‌های سه الی پنج ماه به‌صورت متناوب، خشک‌سالی و/یا ترسالی تجربه شده است. در پنجره‌های سه و شش ماهه نیز همانند پنجره زمانی یک‌ماهه، به‌صورت یک در میان، دوره‌های خشکی و ترسالی تجربه شده است. این دوره‌ها، در بازه‌های دو الی پنج ماه به‌صورت پیوسته، خشک‌سالی نزدیک نرمال تا خشک‌سالی ملایم و یا ترسالی نزدیک نرمال تا ترسالی ملایم را نشان می‌دهند. با توجه به شکل (۴) می‌توان استنباط کرد که ایستگاه اردبیل در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، تعداد رخداد‌های خشک‌سالی (و یا ترسالی) نسبت به پنجره‌های زمانی یک، سه و شش ماهه کاهش یافته است، با این‌حال، مدت دوام هر دوره خشکی افزایش یافته است. در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، اردبیل در سال ۱۹۹۸ خشک‌سالی ملایم داشته و در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۱ دچار خشک‌سالی نرمال تا شدید بوده، در سال‌های ۲۰۰۵ و ۲۰۰۷ خشک‌سالی نزدیک نرمال و در سال ۲۰۱۰ خشک‌سالی شدید را تجربه کرده است. اردبیل در بازه زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۵ خشک‌سالی نزدیک نرمال داشته و در بازه زمانی ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۸ خشک‌سالی شدید تا بسیار شدید را پشت سر نهاده است. اردبیل در سال ۲۰۱۹، خشک‌سالی ملایم و در سال ۲۰۲۱، خشک‌سالی بسیار شدید را تجربه کرده است. در اردبیل و در پنجره ۱۲ ماهه، شدیدترین خشک‌سالی در سال ۲۰۲۱ (با شدت ۳/۰۱- با شاخص SPEI) اتفاق افتاده است. همچنین طولانی‌ترین دوره خشک‌سالی در اردبیل از سپتامبر ۲۰۱۵ تا مارس ۲۰۱۸ با دوره تداوم ۳۱ ماهه تجربه شده که شدت خشک‌سالی آن (مجموع SPEI‌های منفی پیاپی) معادل ۳۷/۴۴- بود.

شکل (۵) نمودار شاخص SPEI را در ایستگاه خلخال و در مقیاس‌های مختلف زمانی نشان می‌دهد. به‌طوری‌که از این شکل استنباط می‌شود، ایستگاه در پنجره یک ماهه، به‌طور یک در میان، در بازه سه الی پنج ماه به‌صورت پیوسته خشک‌سالی و یا ترسالی را تجربه کرده است. در پنجره‌های سه و شش ماهه نیز همانند پنجره زمانی یک ماهه، به‌صورت یک در میان، دوره‌های خشکی و ترسالی اتفاق افتاده است. با توجه به شکل (۵)، می‌توان استنباط کرد، ایستگاه خلخال در مقیاس زمانی ۱۲ ماهه، تعداد رخداد‌های خشک‌سالی (و یا ترسالی) نسبت به پنجره‌های زمانی یک، سه و شش ماهه کاهش یافته است، در مقابل، مدت دوام دوره‌های خشکی افزایش یافته است. در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، خلخال در بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۱ خشک‌سالی ملایم تا شدید داشته و در بازه‌های زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ تا

۲۰۱۴ خشک‌سالی شدید را تجربه کرده است. همچنین در ایستگاه خلخال، در سال ۲۰۲۱ خشک‌سالی شدید تا بسیار شدید روی داده است. براساس شاخص SPEI، در مقیاس ۱۲ ماهه، شدیدترین دوره خشک‌سالی در سال ۲۰۲۱ (با شدت ۲/۲۹-) اتفاق افتاده است و طولانی‌ترین دوره خشک‌سالی در خلخال از آوریل ۱۹۹۸ تا آوریل ۲۰۰۱ با دوره تداوم ۳۷ ماهه تجربه شده که شدت خشک‌سالی آن (مجموع SPEI‌های منفی) معادل ۳۸/۲۴- بود.

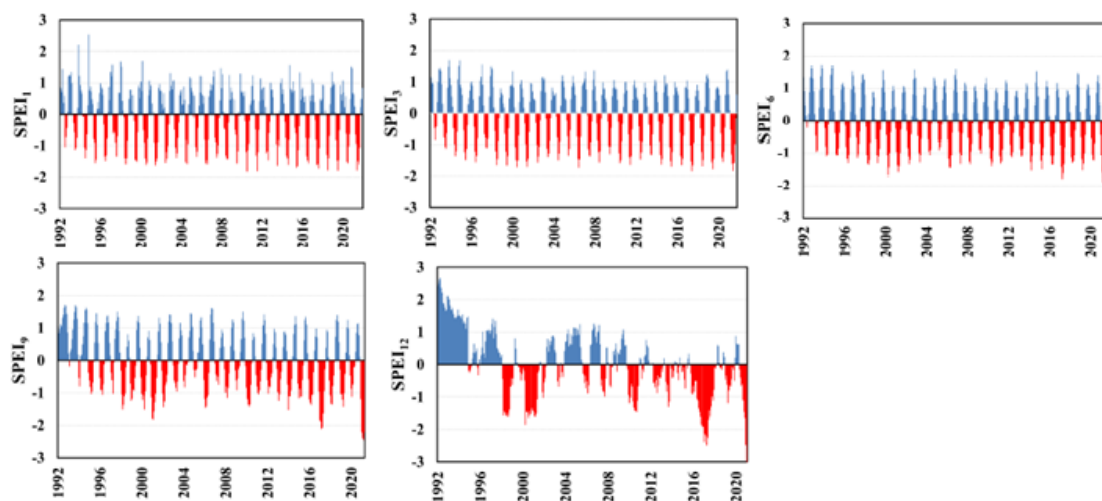


Figure 4. Graphs of SPEI index in different time scales at Ardabil station during the statistical period (1992-2021)

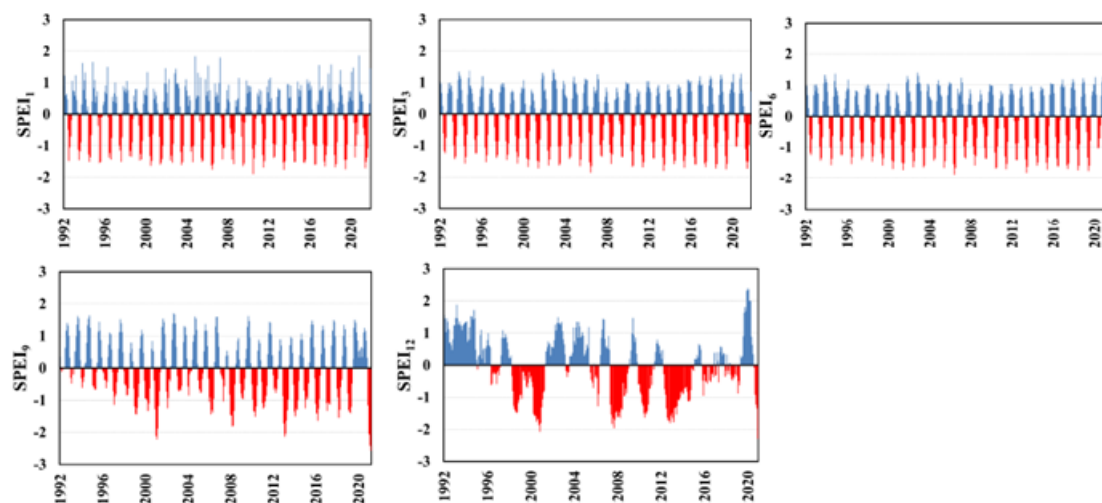


Figure 5. Graphs of SPEI index in different time scales at Khalkhal station (1992-2021)

شکل (۶) نمودار شاخص SPEI را در ایستگاه پارس‌آباد و در مقیاس‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. به‌طوری‌که از این شکل استنباط می‌شود، ایستگاه در پنجره یک ماهه، به‌طور یک در میان، در بازه سه الی پنج ماه، به‌صورت پیوسته خشک‌سالی و یا ترسالی تجربه کرده است. در پنجره‌های سه و شش ماهه نیز همانند پنجره زمانی یک ماهه، به‌صورت یک در میان، دوره‌های خشکی و ترسالی رخ داده است. با توجه به شکل (۶)، می‌توان استنباط کرد که تعداد رخداد‌های خشک‌سالی (و یا ترسالی) ایستگاه پارس‌آباد، در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، نسبت به پنجره‌های زمانی یک، سه و شش ماهه

کاهش یافته است. برعکس، مدت دوام هر دوره خشکی افزایش یافته است. در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، پارس آباد در سال ۱۹۹۶ درگیر خشک سالی ملایم تا شدید بوده و در بازه زمانی ۱۹۹۷ تا ۱۹۹۸ خشک سالی نزدیک نرمال داشته است. در ایستگاه پارس آباد، در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ خشک سالی نزدیک نرمال تا ملایم داشته و در سال ۲۰۱۳ خشک سالی شدید را تجربه شده است. همچنین، پارس آباد در بازه زمانی ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۱ خشک سالی بسیار شدیدی را پشت سر نهاده است. در پارس آباد و در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، شدیدترین دوره خشک سالی در سال ۲۰۲۱، (با شدت ۳/۰۶- با شاخص SPEI) اتفاق افتاده است. همچنین طولانی ترین دوره خشک سالی پارس آباد، از ژوئیه ۲۰۱۶ تا ژانویه ۲۰۲۱، با دوره تدوام ۵۶ ماهه تجربه شده که شدت خشک سالی آن (مجموع SPEI های منفی پیاپی) معادل ۶۹/۳۸- بود.

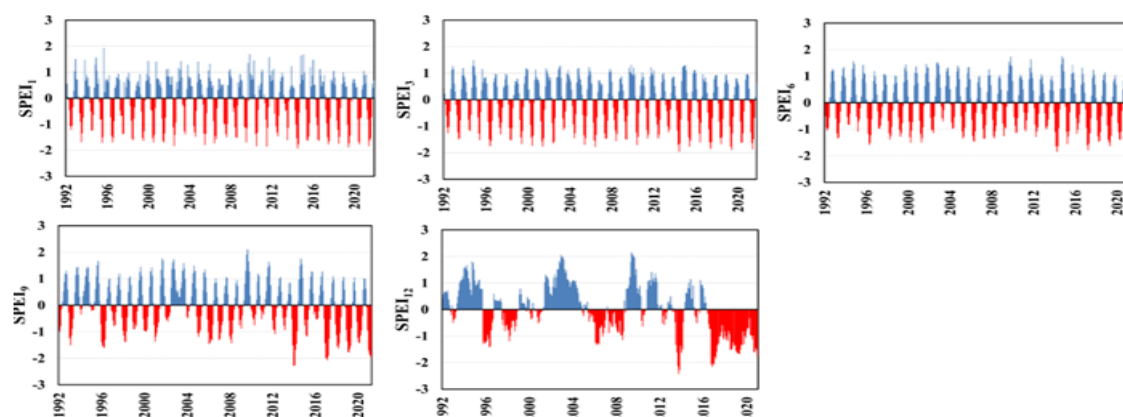


Figure 6. Graphs of SPEI index in different time scales at Khalkhal station (1992-2021)

۳.۳. مدل بندی سری زمانی شاخص SPEI

به طوری که اشاره شد، مدل های سری زمانی دارای الگوهای متفاوتی هستند. اگر روند فصلی در سری داده ها وجود داشته باشد، باید از الگوی فصلی مدل سری زمانی استفاده شود. در صورت عدم وجود روند فصلی در داده ها، استفاده از الگوهای غیرفصلی گزینه مناسبی است. برای تشخیص وجود روند فصلی در داده ها، غالباً از نمودار تابع خود همبستگی (ACF) مشاهدات استفاده می شود (شکل ۷). اگر این نمودار حالت موجی (سینوسی) داشته باشد، می توان نتیجه گرفت که مشاهدات دارای خاصیت فصلی است. از شکل (۷) استنباط می شود، نمودار ACF نظیر سری SPEI یک ماهه ($SPEI_1$)، در هر سه ایستگاه روند فصلی قوی با تناوب ۱۲ ماهه را نشان می دهد. این روند فصلی، در پنجره های زمانی بزرگ تر (مانند سه ماهه و شش ماهه) نیز وجود دارد. در مورد سری زمانی $SPEI_9$ ، اگرچه اهمیت روند فصلی اندکی تضعیف شده، اما هنوز این روند تا حدودی محسوس است. بر این اساس، برای این چهار پنجره زمانی، برای مدل بندی سری زمانی شاخص SPEI می توان از الگوی فصلی SARIMA استفاده نمود که دارای دوره تناوب ۱۲ ماهه است. شکل کلی این مدل، با نماد $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_{12}$ قابل تعریف است. با این حال، با بررسی نمودار ACF برای $SPEI_{12}$ (شکل ۷)، می توان دریافت که هیچ روند فصلی در آن وجود ندارد. بنابراین، برای این پنجره زمانی از مدل ARIMA استفاده شد. شکل (۸)، نمودارهای خود همبستگی جزئی (PACF) برای ایستگاه ها و پنجره های زمانی مختلف را نشان می دهد. با توجه به این شکل ها، می توان مرتبه میانگین متحرک را برابر با آن تعداد از ضرایب PACF که از باند اطمینان خارج شده در نظر گرفت. در این راستا، در مدل SARIMA، برای چهار سری زمانی ($SPEI_1$ ، $SPEI_3$ ، $SPEI_6$ و $SPEI_9$)، درجه اختلاف فصلی بودن یک، دو، سه، چهار و پنج مورد بررسی قرار گرفت. نتایج با استفاده از مشاهده نمودار خودهمبستگی نگار یا ACF نشان داد که درجه اول اختلاف فصلی ($D=1$) مناسب ترین انتخاب برای این

عملگر است. بنابراین، مدل فصلی $SARIMA(p,d,q)(P,1,Q)_{12}$ در نظر گرفته شده و برای مدل SARIMA، درجات سایر پارامترها، شامل درجات غیرفصلی و فصلی AR و MA یعنی (p, q, P, Q) بررسی شد. بهترین انتخاب، براساس معیارهای ارزیابی تعیین گردید. همچنین، در آخرین پنجره زمانی ($SPEI_{12}$)، مشخص شد که افزودن درجات اختلاف غیرفصلی منجر به کاهش دقت مدل‌ها می‌شود. بنابراین، برای پنجره زمانی موردنظر، مدل تصادفی استوکاستیک خطی، پیش‌بینی‌های دقیق انجام نمی‌دهد و به عبارت دیگر، سری پیش‌بینی‌شده به صورت میانگین سری زمانی در نظر گرفته شد. جدول (۳)، نتایج ارزیابی مدل‌های تصادفی مورد آزمون در ایستگاه‌های منتخب را برای سری زمانی SPEI در مقیاس‌های زمانی مختلف نشان می‌دهد. از جدول مذکور، می‌توان دریافت که دقت پیش‌بینی سری زمانی SPEI در ایستگاه اردبیل در مقایسه با ایستگاه‌های خلخال و پارس‌آباد بیش‌تر است. علاوه بر این، در بین مقیاس‌های زمانی مختلف ضعیف‌ترین پیش‌بینی‌ها برای هر سه ایستگاه، متعلق به پنجره زمانی $SPEI_{12}$ بود. نتایج نشان داد که با افزایش مقیاس زمانی، دقت پیش‌بینی‌ها کاهش می‌یابد. در دوره پیش‌بینی، بهترین مدل برای ایستگاه اردبیل، متعلق به سری زمانی $SPEI_3$ به صورت مدل $SARIMA(0,0,2)(3,1,0)_{12}$ با $RMSE=0/25$ ، $NS=0/94$ و $AIC=-144/94$ بود. در مورد ایستگاه خلخال، بهترین پیش‌بینی باز مربوط به $SPEI_3$ بود که با مدل $SARIMA(1,0,2)(3,1,0)_{12}$ و با معیارهای $RMSE=0/3$ ، $NS=0/91$ و $AIC=-185/52$ حاصل شد. همچنین، برای ایستگاه پارس‌آباد، بهترین پیش‌بینی مربوط به سری $SPEI_6$ بود که در فرم مدل $SARIMA(3,0,0)(0,1,1)_{12}$ حاصل شد و معیار ارزیابی به دست‌آمده برای این مدل، معادل با $RMSE=0/33$ ، $NS=0/89$ و $AIC=-251/5$ به دست آمد. در مقیاس زمانی کوتاه‌مدت (یک، سه و شش ماهه)، با توجه به این واقعیت، آماره‌ها به صورت $RMSE < 0/43$ و $NS > 0/83$ حاصل شد که بیانگر دقت بسیار خوب مدل‌ها بود. شکل (۹)، نمودار پراکنش داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده را در سه ایستگاه منتخب نشان می‌دهد. با توجه به شکل (۹)، خروجی سری‌های SPEI در ایستگاه پارس‌آباد، همبستگی بالاتری را در مقایسه با ایستگاه‌های اردبیل و خلخال نشان داد. علاوه بر این، همبستگی بین مشاهدات و پیش‌بینی برای هر سه ایستگاه اردبیل، خلخال و پارس‌آباد در پنجره $SPEI_{12}$ بسیار ضعیف‌تر از پنجره‌های زمانی کوتاه‌مدت بود. در ایستگاه پارس‌آباد، مقادیر آماره R^2 حاصل از خط رگرسیون برای سری‌های زمانی $SPEI_1$ ، $SPEI_3$ و $SPEI_6$ به ترتیب، معادل با $0/9184$ ، $0/9719$ و $0/981$ بود. در ایستگاه اردبیل، بهترین پیش‌بینی مربوط به سری زمانی $SPEI_3$ بود که خط رگرسیون آن تقریباً با خط $1:1$ مطابقت داشته و مقدار آماره R^2 آن برابر با $0/9415$ بود. همچنین در ایستگاه خلخال، بهترین پیش‌بینی مربوط به سری زمانی $SPEI_3$ بود که در آن مقدار آماره R^2 برابر با $0/9171$ به دست آمد. علاوه بر این، در هر سه ایستگاه، پراکندگی مناسبی برای پنجره زمانی $SPEI_{12}$ در مقایسه با سایر پنجره‌های زمانی مشاهده نشد.

Table 3. Summary of evaluation results of SPEI time series models in different time scales and in the selected stations

Station	Time window	Model type	Validation		
			RMSE	AIC	NS
Ardebil	$SPEI_1$	$SARIMA(2,0,1)(0,1,2)_{12}$	0.33	339.5	0.89
	$SPEI_3$	$SARIMA(0,0,2)(3,1,0)_{12}$	0.46	-144.9	0.94
	$SPEI_6$	$SARIMA(0,0,0)(1,1,1)_{12}$	0.28	-240.7	0.93
	$SPEI_9$	$SARIMA(1,0,0)(0,1,2)_{12}$	0.5	-19.2	0.78
	$SPEI_{12}$	$ARMA(1,1)$	1.21	221.95	-0.75
Khalkhal	$SPEI_1$	$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.42	270.3	0.83
	$SPEI_3$	$SARIMA(1,0,2)(3,1,0)_{12}$	0.3	-185.5	0.91
	$SPEI_6$	$SARIMA(3,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.39	-324.4	0.86
	$SPEI_9$	$SARIMA(2,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.8	-68.8	0.47
	$SPEI_{12}$	$ARMA(1,3)$	0.94	201.7	-0.05
Parsabad	$SPEI_1$	$SARIMA(0,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.33	335.1	0.88
	$SPEI_3$	$SARIMA(0,0,3)(3,1,0)_{12}$	0.24	-113.7	0.93
	$SPEI_6$	$SARIMA(3,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.33	-251.5	0.89
	$SPEI_9$	$SARIMA(3,0,0)(0,1,1)_{12}$	0.64	-52.6	0.62
	$SPEI_{12}$	$ARMA(3,3)$	1.5	211.2	-6.03

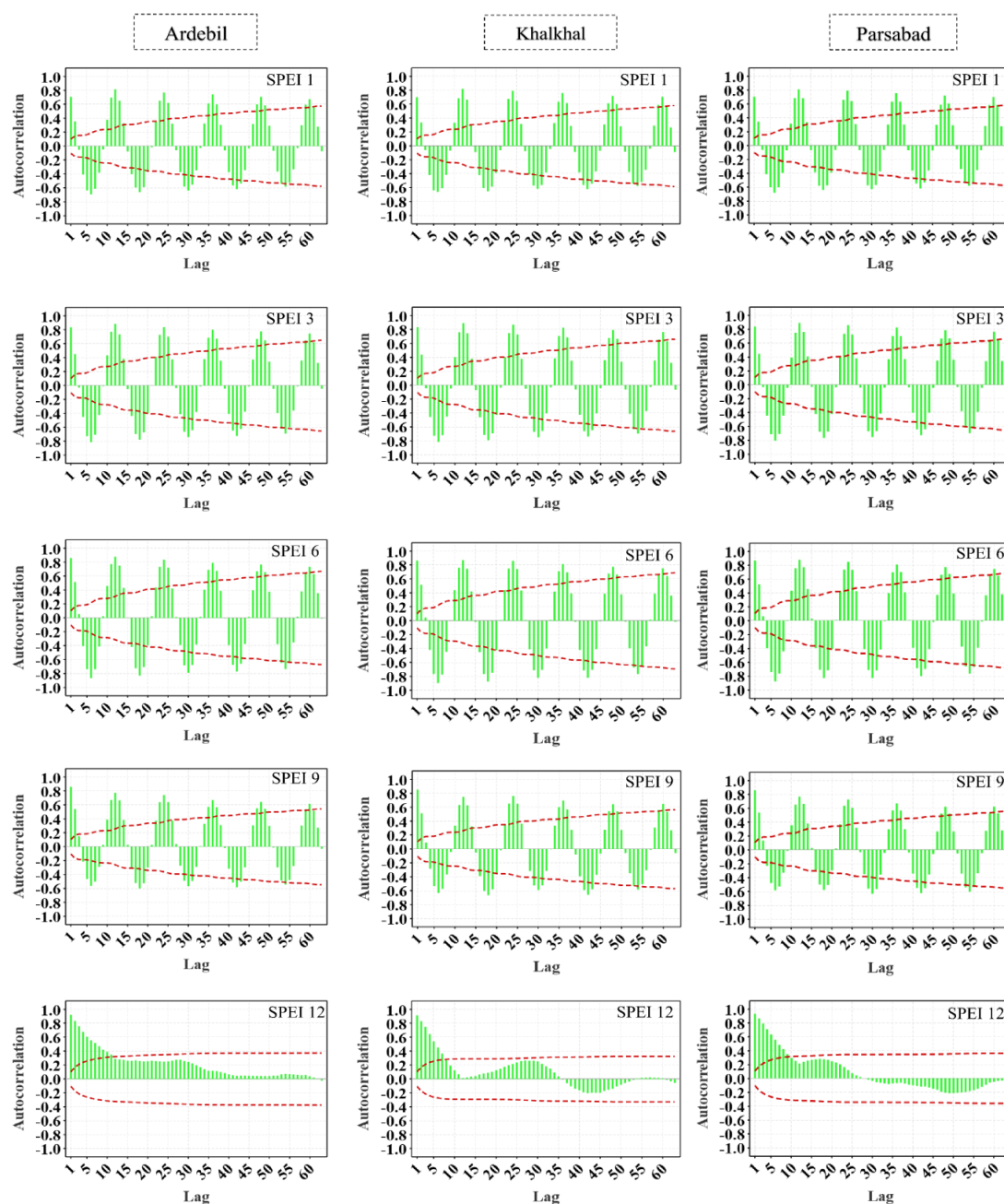


Figure 7. Graphs of ACF for Ardabil (left column), Khalkhal (middle column) and Parsabad (right column) stations (1992-2021)

به‌طورکلی، می‌توان نتیجه گرفت که مدل‌های تصادفی سری‌های زمانی، دقت قابل‌قبولی برای پیش‌بینی سری زمانی SPEI در پنجره‌های زمانی مختلف، (به‌جز مقیاس زمانی ۱۲ ماهه) داشته‌اند. برای ایستگاه‌های اردبیل، خلخال و پارس‌آباد، بهترین پیش‌بینی‌ها به‌ترتیب مربوط به $SPEI_3$ ، $SPEI_6$ و $SPEI_{10}$ بود. شکل (۱۰)، نمودار سری زمانی SPEI مشاهداتی و پیش‌بینی را در مقیاس‌های زمانی سه و شش ماهه برای ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد.

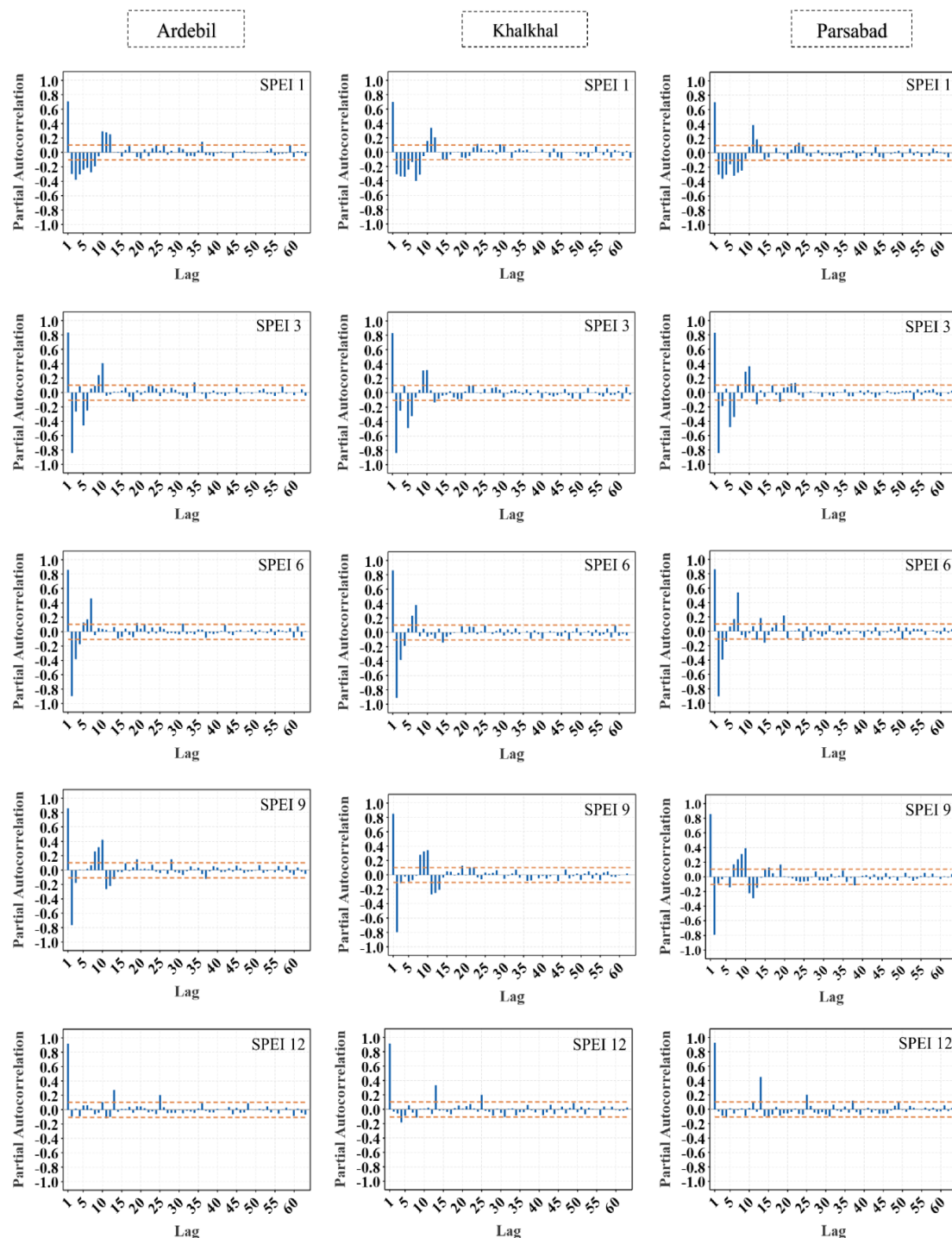


Figure 8. PACF charts of SPEI time series in Ardabil (left column), Khalkhal (middle column) and Parsabad (right column) stations (1992-2021)

در پیش‌بینی خشک‌سالی، غالباً مدل‌های تصادفی سری زمانی شاخص SPEI از دقت قابل‌قبولی برخوردار هستند. یکی از شاخص‌های پرکاربرد، در علوم اقلیم‌شناسی و هیدرولوژی، شاخص SPEI می‌باشد. این شاخص، ساده بوده و

ترکیبی از بارش و ET_0 می‌باشد (Liu *et al.*, 2016). نتایج‌ها نشان داد که SPEI به‌جز مقیاس ۱۲ ماهه، در مقیاس‌های زمانی کوتاه‌مدت با مدل‌های سری‌های زمانی قابل پیش‌بینی است. مشابه این نتیجه، در مطالعات دیگر نیز برای پیش‌بینی خشک‌سالی هیدرولوژیکی گزارش شده است (Aghelpour *et al.*, 2021; Hoseini *et al.*, 2025). در مطالعات مشابه نیز ثابت شده است که با افزایش مقیاس زمانی، دقت مدل‌های سری زمانی کم‌تر می‌شود (Xu *et al.*, 2020) و به‌نظر می‌رسد علت آن کاهش تعداد داده‌ها و نوسانات نامنظم سری زمانی حول مقدار میانگین سری است.

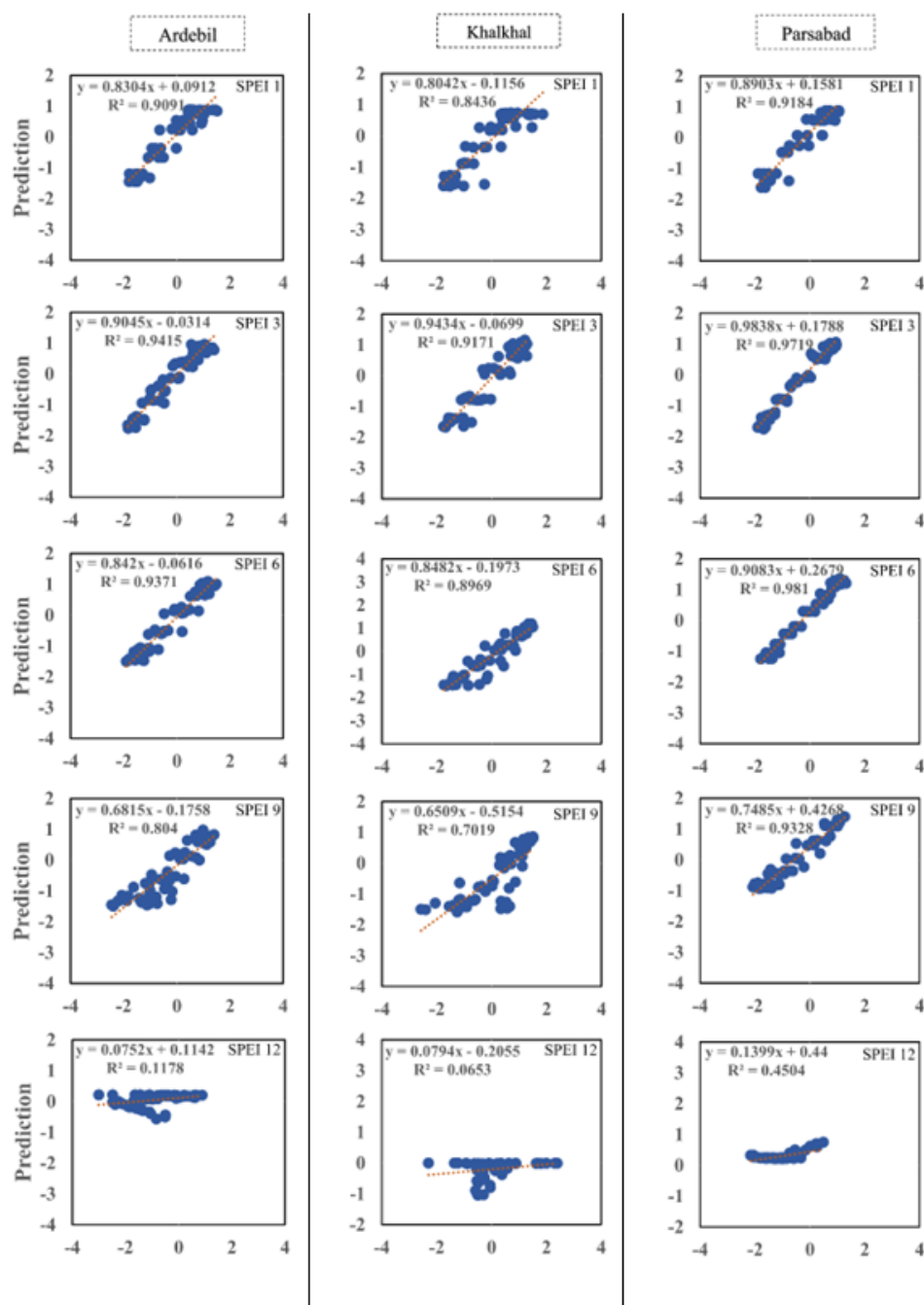


Figure 9. Scatter diagrams of SPEI points (in different time scales) related to Ardabil, Khalkhal and Parsabad stations (2017-2021)

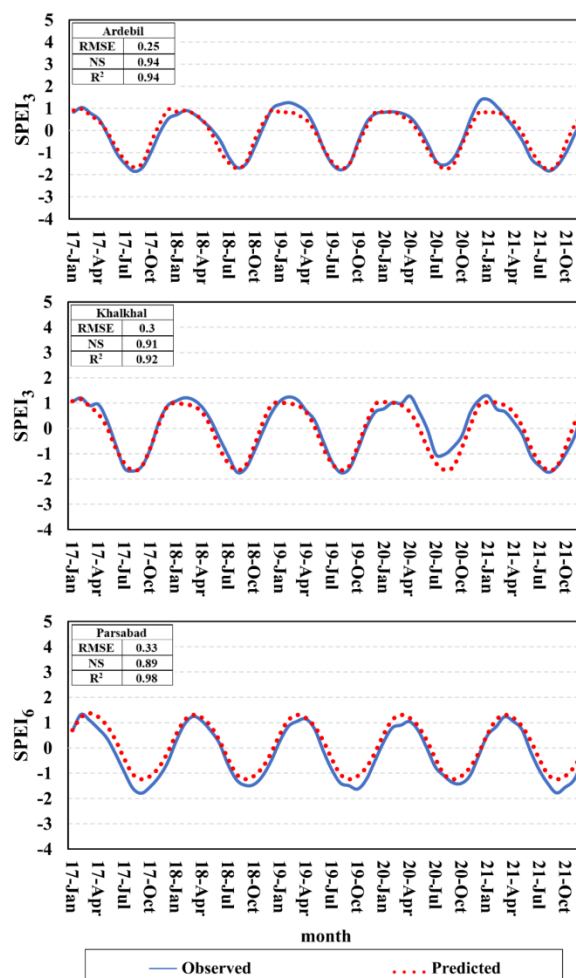


Figure 10. Observed and predicted time series graphs for SPEI (6 months in Ardabil and Parsabad and 1 month in Khalkhal) (2017-2021)

در مطالعه‌ای که در ایستگاه تبریز برای پیش‌بینی ET_0 با بهره‌گیری از مدل‌های تصادفی سری زمانی ARIMA و SARIMA استفاده شد، معلوم گردید که مدل‌های سری زمانی از دقت بالایی برای پیش‌بینی تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع برخوردار است (Babamiri *et al.*, 2017). در مطالعه‌ای دیگر که در شمال ایران انجام گرفته، برای ارزیابی و پیش‌بینی شاخص SDI، از مدل‌های مختلف از جمله سری‌های زمانی استفاده شده است (Aghelpour *et al.*, 2021). نتایج آن‌ها نشان داد که مدل‌های تصادفی خطی علاوه بر سادگی، به‌طور قابل‌توجهی دقیق‌تر از مدل‌های پیچیده غیرخطی هستند (Aghelpour *et al.*, 2021). در مطالعه حاضر، از مدل‌های ARIMA و SARIMA برای مدل‌سازی و پیش‌بینی شاخص SPEI استفاده شد. چون سری‌های زمانی شاخص SPEI، در مقیاس‌های زمانی مختلف حالت پربودیک داشتند، به‌همین دلیل برای حذف مؤلفه فصلی سری، در پنجره‌های زمانی یک، سه، شش و نه ماهه از مدل SARIMA استفاده شد و نتایج نشان داد که این مدل از دقت قابل‌قبولی برخوردار است، اما در پنجره زمانی ۱۲ ماهه، به‌دلیل عدم وجود روند فصلی در سری زمانی، از مدل غیرفصلی خودهمبسته میانگین (ARMA) که در این پژوهش، بهترین انتخاب از بین مدل‌ها در این مقیاس بود، استفاده شد. این نتیجه، با یافته‌های Aghelpour *et al.* (2021) و Hoseini *et al.* (2025) همخوانی دارد.

۴. نتیجه گیری

خشک سالی هواشناختی یک پدیده طبیعی است که بر منابع آبی تأثیر منفی می گذارد و پیش بینی دقیق آن با استفاده از شاخص های مختلف، می تواند به مدیران آب، در آگاهی از وضعیت منابع آب حال و آینده کمک کند. متأسفانه حافظه تاریخی نشان می دهد که پس از خاتمه هر خشک سالی (حتی بسیار شدید) این پدیده به فراموشی سپرده شده است. باید دانست که این پدیده همواره در دوره های مختلف زمانی، جوامع بشری را با چالش کمبود آب و در نتیجه آن با تنش های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی مواجه کرده است. نظر به این که جمعیت کره زمین روز به روز در حال افزایش است و از طرفی، استانداردهای بهداشت به طور فزاینده ای در حال ارتقا می باشد، به همین خاطر، باید تدابیر علمی برای کاهش اثرات این پدیده و ذخیره آب کافی در زمان های ترسالی به منظور استفاده در دوره های خشکی به کار گرفته شود. بهتر است، در کشور یک سامانه جامع اطلاعاتی، به همراه کارکنان آموزش دیده برای پایش خشک سالی، تأسیس و شروع به کار کند. هرچند برای پایش خشک سالی می توان از شاخص های مختلف بهره گرفت، اما نتایج این مطالعه نشان داد که شاخص SPEI با لحاظ کردن پارامترهای زیاد اقلیمی نسبت به سایر شاخص ها قادر است، وضعیت طبیعی خشک سالی را به طور دقیق در هر نقطه نشان دهد. در مطالعات دیگران نیز معلوم شده است که شاخص مذکور نه تنها می تواند در بازه زمانی نسبتاً طولانی مدت، مانند شش ماهه یا بیش تر، خشک سالی را به خوبی نشان دهد، بلکه در نواحی نیمه خشک و نیمه مرطوب رفتار خشک سالی را نشان دهد (Liu et al., 2016; Lorenzo-Lacruz et al., 2013). به همین دلیل در این مطالعه، از شاخص SPEI برای بررسی خشک سالی استفاده شد. مدل های سری زمانی به عنوان یک ابزار مناسب به منظور پیش بینی شاخص SPEI، در مناطق خشک و نیمه خشک از جمله ایستگاه های منتخب در استان اردبیل می باشد. در این پژوهش، توانمندی سری زمانی SARIMA و ARIMA در پیش بینی شاخص SPEI مورد ارزیابی قرار گرفت. عصاره نتایج به دست آمده به شرح زیر است.

- ۱- طولانی ترین دوره خشک سالی در ایستگاه اردبیل، برای پنجره زمانی شش ماهه، به مدت ۳۳ ماه روی داده است. این مدت در ایستگاه خلخال برای پنجره زمانی ۱۲ ماهه، حدود ۱۶ ماه بوده است. همچنین، در ایستگاه پارس آباد، طولانی ترین دوره خشک سالی برای پنجره زمانی ۱۲ ماهه حدود ۴۴ ماه به طول انجامیده است.
 - ۲- شدیدترین دوره خشک سالی در ایستگاه های اردبیل، خلخال و پارس آباد برای پنجره زمانی ۱۲ ماهه به ترتیب، دارای شدت خشک سالی (با شاخص SPEI) برابر ۳/۸۹-، ۲/۴۶- و ۳/۰۶- تجربه شده است.
 - ۳- مناسب ترین مدل سری زمانی، در ایستگاه اردبیل، برای سری SPEI₆ با مدل SARIMA(2,0,0)(0,1,4)₁₂ بود. در حالی که در ایستگاه خلخال برای SPEI₁ مدل SARIMA (0,0,0)(0,1,1)₁₂ و در ایستگاه پارس آباد برای SPEI₆ مدل SARIMA (2,0,0)(1,1,1)₁₂ بود.
 - ۴- طبق نتایج حاصل از پژوهش حاضر، پیش بینی ها در پنجره های زمانی کوتاه مدت (یک، سه و شش ماهه) دقیق تر از پنجره های زمانی بلندمدت (۹ و ۱۲ ماهه) بودند.
- در ادامه این کار پژوهشی، پیشنهاد می شود که تحلیل خشک سالی با روش شاخص SPEI برای سناریوهای مختلف تغییر اقلیم در ایران تحلیل گردد. برای این منظور استفاده از روش های دیگر نظیر نزدیکترین k-همسایگی (Sanikhani et al., 2015)، برنامه ریزی ژنتیک (Ahmadi et al., 2015) و روش های غیرخطی سری زمانی (Khalili et al., 2014) و روش SETAR-GARCH (Fathian et al., 2019) پیشنهاد می شود.

۵. پی‌نوشت‌ها

1. Drought Monitoring
2. Palmer Drought Severity Index
3. Standard Precipitation Index
4. Effective Drought Index
5. Standard Precipitation Evapotranspiration Index
6. Penman-Montheis
7. Haihe River Basin
8. Iberian Peninsula

۶. تشکر و قدردانی

داده‌های موردنیاز این مطالعه، از اداره کل هواشناسی استان اردبیل اخذ شد که بدین‌وسیله تشکر و قدردانی می‌گردد.

۷. تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان وجود ندارد.

۸. منابع

- Abebe, A., & Foerch, G. (2008). Stochastic simulation of the severity of hydrological drought. *Water and Environment Journal*, 22(1), 2-10. DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1747-6593.2007.00080.x>
- Ahmadi, F., Dinpashoh, Y., Fakheri fard, A., khalili, K., & Darbandi, S. (2015). Comparing nonlinear time series models and genetic programming for daily river flow forecasting (Case study: Barandouz-Chai River). *Journal of Water and Soil Conservation*, 22(1), 151-169. (In Persian)
- Ashrafzadeh, A., Kişi, O., Aghelpour, P., Biazar, S. M., & Masouleh, M. A. (2020). Comparative study of time series models, support vector machines, and GMDH in forecasting long-term evapotranspiration rates in northern Iran. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 146(6), 04020010. DOI: [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)IR.1943-4774.0001471](https://doi.org/10.1061/(ASCE)IR.1943-4774.0001471)
- Aghelpour, P., Bahrami-Pichaghchi, H., & Varshavian, V. (2021). Hydrological drought forecasting using multi-scalar streamflow drought index, stochastic models and machine learning approaches, in northern Iran. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 35(8), 1615-1635. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s00477-020-01949-z>
- Aghelpour, P., Mohammadi, B., & Biazar, S. M. (2019). Long-term monthly average temperature forecasting in some climate types of Iran, using the models SARIMA, SVR, and SVR-FA. *Theoretical and Applied Climatology*, 138(3-4), 1471-1480. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00704-019-02905-w>
- Aghelpour, P., & Varshavian, V. (2020). Evaluation of stochastic and artificial intelligence models in modeling and predicting of river daily flow time series. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 34(1), 33-50. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00477-019-01761-4>
- Allen, R. G., Jensen, M. E., Wright, J. L., & Burman, R. D. (1989). Operational estimates of reference evapotranspiration. *Agronomy Journal*, 81(4), 650-662. DOI: <http://dx.doi.org/10.2134/agronj1989.00021962008100040019x>
- Allen, R. G., Pereira, L. S., Raes, D., & Smith, M. (1998). *Crop evapotranspiration-Guidelines for computing crop water requirements-FAO Irrigation and drainage paper 56*. FAO, Rome, 300(9), D05109.
- Al Sayah, M. J., Abdallah, C., Khouri, M., Nedjai, R., & Darwich, T. (2021). A framework for climate change assessment in Mediterranean data-sparse watersheds using remote sensing and ARIMA modeling. *Theoretical and Applied Climatology*, 143, 639-658. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s00704-020-03442-7>
- Babamiri, O., Nowzari, H., & Maroofi, S. (2017). Potential evapotranspiration estimation using stochastic time series models (case study: Tabriz). *Journal of Watershed Management Research*, 8(15):137-146. DOI: <http://dx.doi.org/10.29252/jwmr.8.15.137>

- Babamiri, O., & Dinpazhoh, Y. (2016). Comparison and evaluation of twenty methods for estimating reference evapotranspiration based on three general categories: air temperature, solar radiation and mass Transfer in the basin of lake Urmia. *JWSS-Isfahan University of Technology*, 20(77), 145-161. DOI: <http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.jstnar.20.77.145> (In Persian).
- Bazrafshan, J., Nadi, M., & Ghorbani, K. (2015). Comparison of empirical copula-based joint deficit index (JDI) and multivariate standardized precipitation index (MSPI) for drought monitoring in Iran. *Water Resources Management*, 29, 2027-2044. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s11269-015-0926-x>
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., & Reinsel, G.C. (1994). *Time Series Analysis; Forecasting and Control*. 3rd Edition, Prentice Hall, Englewood Cliff, New Jersey.
- Byun, H. R., & Wilhite, D. A. (1999). Objective quantification of drought severity and duration. *Journal of Climate*, 12(9), 2747-2756. DOI: [http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442\(1999\)012<2747:OQODSA>2.0.CO;2](http://dx.doi.org/10.1175/1520-0442(1999)012<2747:OQODSA>2.0.CO;2)
- Chourishi, D. K., Rajput, A., Gour, S., & Mishra, K. (2022). Study to forecast drought using SARIMA model. *Mathematical Statistician and Engineering Applications*, 71(4), 11157-11167. DOI: <https://doi.org/10.17762/msea.v71i4.2197>
- Daneshvar Vousoughi, F., Dinpashoh, Y., & Aalami, M. (2011). Effect of drought on groundwater level in the past two decades (Case study: Ardebil Plain). *Water and Soil Science*, 21(4), 165-179. (In Persian).
- Dinpashoh, Y., & Heidari, N. (2025). Trend analysis of ET0 and relative importance of climatic variables on ET0 (Case study: Stations Khorramdareh, Gheidar, and Abbar). *Journal of Water and Irrigation Management*, 15(1), 75-91. DOI: <https://doi.org/10.22059/jwim.2024.367513.1126> (In Persian).
- Dinpashoh, Y., Jahanbakhsh-Asl, S., Rasouli, A.A., Foroughi, M., & Singh, V.P. (2019). Impact of climate change on potential evapotranspiration (case study: west and NW of Iran). *Theoretical and Applied Climatology*, 136, 185-201.
- Dinpashoh, Y., Jhajharia, D., Fakheri-Fard, A., Singh, V. P., & Kahya, E. (2011). Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology*, 399(3-4), 422-433. [10.1016/j.jhydrol.2011.01.021](https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.01.021)
- Dinpashoh, Y., & Shafaei, S. (2018). Analysis of drought characteristics of Tabriz (1951-2015). *Water and Soil Science*, 28(3), 117-130. (In Persian).
- Dong, J., Xing, L., Cui, N., Zhao, L., Guo, L., & Gong, D. (2023). Standardized precipitation evapotranspiration index (SPEI) estimated using variant long short-term memory network at four climatic zones of China. *Computers and Electronics in Agriculture*, 213, 108253. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.compag.2023.108253>
- Ekhtiari Khajeh, S., & Dinpashoh, Y. (2018). Application of effective drought index (EDI) in characterizing drought periods (Case study: Tabriz, Bandar Anzali, and Zahedan). *Irrigation Sciences and Engineering*, 41(1), 133-145. doi: [10.22055/jise.2018.13455](https://doi.org/10.22055/jise.2018.13455). (In Persian)
- Ekhtiary Khajeh, S., Negahban, F., & Dinpashoh, Y. (2019). Comparing univariate and multivariate indices in drought monitoring. *JWSS-Journal of Water and Soil Science*, 23(2), 433-446. URL: <http://jstnar.iut.ac.ir/article-1-3647-fa.htm> (In Persian).
- Fathian, F., Fakheri Fard, A., Ouarda, T.B.M.J., Dinpashoh, Y., & Mousavi Nadoushani, S.S. (2019). Modeling streamflow time series using nonlinear SETAR-GARCH models. *Journal of Hydrology*, 573, 82-97. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2019.03.072>.
- Ghorbani Aghdam, M., Dinpazhoh, Y., Fakheri Fard, A., & Darbandi, S. (2012). Regionalization of Urmia Lake basin from the view of drought using factor analysis. *Water and Soil*, 26(5), 1268-1276. doi: [10.22067/jsw.v1391i0.17069](https://doi.org/10.22067/jsw.v1391i0.17069) (In Persian).
- Hoseini, S. M., Dinpashoh, Y., & Babamiri, O. (2025). Prediction of hydrological drought using the GRI index and linear random time series models (Study area: Ardabil Plain aquifer). *Hydrogeology*, 9(2), 77-92. doi: [10.22034/hydro.2025.64314.1321](https://doi.org/10.22034/hydro.2025.64314.1321). (In Persian)
- Hosseini, B., Dinpazhoh, Y. and Nikbakht, J. (2015). Analysis of droughts of northwest of Iran using the reconnaissance drought index. *Water and Soil*, 29(2), 295-310. doi: [10.22067/jsw.v0i0.28050](https://doi.org/10.22067/jsw.v0i0.28050) (In Persian).
- Huang, X., Yang, X., Wu, F., & Zhang, J. (2025). Future propagation characteristics of meteorological drought to hydrological drought in the Yellow River basin. *Journal of Hydrology*, 649, 132444. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2024.132443>

- Khalili, K., Ahmadi, F., Dinpashoh, Y., & Behmanesh, J. (2014). Linear and nonlinear behavior analysis of hydrological time series (Case study: Western rivers of Lake Urmia). *Iran-Water Resources Research*, 10(2), 12-20. (In Persian)
- Kim, D., & Rhee, J. (2016). A drought index based on actual evapotranspiration from the Bouchet hypothesis. *Geophysical Research Letters*, 43(19), 10-277. DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/2016GL070302>
- Lai, C., Zhong, R., Wang, Z., Wu, X., Chen, X., Wang, P., & Lian, Y. (2019). Monitoring hydrological drought using long-term satellite-based precipitation data. *Science of the Total Environment*, 649, 1198-1208. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.scitotenv.2018.08.245>
- Liu, S., Kang, W., & Wang, T. (2016). Drought variability in Inner Mongolia of northern China during 1960–2013 based on standardized precipitation evapotranspiration index. *Environmental Earth Sciences*, 75, 1-14. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s12665-015-4996-0>
- Lorenzo-Lacruz, J., Vicente-Serrano, S.M., González-Hidalgo, J.C., López Moreno, J.I., & Cortesi, N. (2013). Hydrological drought response to meteorological drought in the Iberian Peninsula. *Clim Res*, 58, 117-131 <https://doi.org/10.3354/cr01177>
- Machiwal, D., & Jha, M. K. (2008). Comparative evaluation of statistical tests for time series analysis: application to hydrological time series. *Hydrological Sciences Journal*, 53(2), 353-366. DOI: <http://dx.doi.org/10.1623/hysj.53.2.353>
- McKee, T. B., Doesken, N. J., & Kleist, J. (1993, January). The relationship of drought frequency and duration to time scales. In *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, 17(22), 179-183.
- Mehdizadeh, S., Ahmadi, F., Mehr, A. D., & Safari, M. J. S. (2020). Drought modeling using classic time series and hybrid wavelet-gene expression programming models. *Journal of Hydrology*, 587, 125017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2020.125017>
- Mehdizadeh, S., Fathian, F., Safari, M. J. S., & Adamowski, J. F. (2019). Comparative assessment of time series and artificial intelligence models to estimate monthly streamflow: a local and external data analysis approach. *Journal of Hydrology*, 579, 124225. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2019.124225>
- Mirabbasi Najafabadi, R., Fakheri-Fard, A., Dinpashoh, Y., & Eslamian, S. (2014). Longterm drought monitoring of Urmia Using Joint Deficit Index (JDI). *Water and Soil Science*, 23(4), 87-103. (In Persian).
- Mishra, A. K., Desai, V. R., & Singh, V. P. (2007). Drought forecasting using a hybrid stochastic and neural network model. *Journal of Hydrologic Engineering*, 12(6), 626-638. DOI: [http://dx.doi.org/10.1623/hysj.53.2.35310.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2007\)12:6\(626\)](http://dx.doi.org/10.1623/hysj.53.2.35310.1061/(ASCE)1084-0699(2007)12:6(626))
- Mohammadi, B., Mehdizadeh, S., Ahmadi, F., Lien, N. T. T., Linh, N. T. T., & Pham, Q. B. (2021). Developing hybrid time series and artificial intelligence models for estimating air temperatures. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 35, 1189-1204. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00477-020-01898-7>
- Otkin, J. A., Zhong, Y., Ford, T. W., Anderson, M. C., Hain, C., Hoell, A., et al. (2024). Multivariate evaluation of flash drought across the United States. *Water Resources Research*, 60, e2024WR037333. <https://doi.org/10.1029/2024WR037333>
- Palmer, W. C. (1968). Keeping track of crop moisture conditions, nationwide: the new crop moisture index. *Weatherwise*, 21(4), 156-161. DOI: <https://doi.org/10.1080/00431672.1968.9932814>
- Salas, J.D., Delluer, J.W., Yevjevich, V., & Lane, W.L. (1980). *Applied Modelling of Hydrologic Time Series*. Water Resources Publications. 498 Pages.
- Sanikhani, H., Dinpashoh, Y., & Ghorbani, M. (2015). Baranduz-Chay river flow modeling using the K-nearest neighbor and intelligent methods. *Water and Soil Science*, 25(1), 219-233. (In Persian)
- Santoso, H., & Marganingrum, D. (2022). Assessing the trend in low flows and the impact of climate change using the Standardized Precipitation–Evapotranspiration Index and total runoff: A case study of Bintan Island, Indonesia. DOI: <http://dx.doi.org/10.21203/rs.3.rs-1900599/v1>
- Stagge, J. H., Kohn, I., Tallaksen, L. M., & Stahl, K. (2015). Modeling drought impact occurrence based on meteorological drought indices in Europe. *Journal of Hydrology*, 530, 37-50. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.09.039>
- Tayfur, G. (2021). Discrepancy Rainfall Index for Monitoring Meteorological Drought. *Journal of Hydrology*, 597. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2021.126174>
- Toth, E., Montanari, A., & Brath, A. (1999). Real-time flood forecasting via combined use of conceptual and stochastic models. *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, 24(7), 793-798. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S1464-1909\(99\)00082-9](http://dx.doi.org/10.1016/S1464-1909(99)00082-9)

- Van Vuren, S., de Vriend, H., & Barneveld, H. (2016). A stochastic model approach for optimisation of lowland river restoration works. *Journal of Earth Science*, 27, 55-67. DOI: <https://doi.org/10.1007/s12583-016-0629-0>
- Vicente-Serrano, S. M., Beguería, S., & López-Moreno, J. I. (2010). A multiscalar drought index sensitive to global warming: the standardized precipitation evapotranspiration index. *Journal of Climate*, 23(7), 1696-1718. DOI: <http://dx.doi.org/10.1175/2009JCLI2909.1>
- Wang, Z., Zhong, R., Lai, C., Zeng, Z., Lian, Y., & Bai, X. (2018). Climate change enhances the severity and variability of drought in the Pearl River Basin in South China in the 21st century. *Agricultural and Forest Meteorology*, 249, 149-162. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.agrformet.2017.12.077>
- Xu, D., Zhang, Q., Ding, Y., & Huang, H. (2020). Application of a hybrid ARIMA–SVR model based on the SPI for the forecast of drought—a case study in Henan Province, China. *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 59(7), 1239-1259. DOI: <http://dx.doi.org/10.1175/JAMC-D-19-0270.1>
- Zhang, H., Ding, J., Wang, Y., Zhou, D., & Zhu, Q. (2021). Investigation about the correlation and propagation among meteorological, agricultural and groundwater droughts over humid and arid/semi-arid basins in China. *Journal of Hydrology*, 603, 127007. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhydrol.2021.127007>
- Zhang, Y., Li, W., Chen, Q., Pu, X., & Xiang, L. (2017). Multi-models for SPI drought forecasting in the north of Haihe River Basin, China. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 31, 2471-2481. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s00477-017-1437-5>