



بررسی روند تغییرات خشکسالی فصلی بر اساس داده‌های واقعی (۲۰۱۴-۱۹۸۰) و پیش بینی شده (۲۰۱۹-۱۹۸۰) در جنوب غرب ایران

عبدالرسول زارعی^{۱*}، محمد مهدی مقیمی^۲، مهدی بهرامی^۳، محمدرضا محمودی^۴

۱. استادیار، گروه مرتع و آبخیزداری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فسا، شهر فسا، ایران

۲. استادیار، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فسا، شهر فسا، ایران.

۳. استادیار، گروه آمار، دانشکده علوم پایه، دانشگاه فسا، شهر فسا، ایران

* نویسنده مسئول: Ar_Zareiee@fasau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۵/۰۵

چکیده

خشکسالی از مهمترین بلاهای طبیعی است که بر بخش‌های مختلف از قبیل منابع طبیعی، منابع آب سطحی و زیر سطحی و ... تاثیرگذار است. توجه به روند تغییرات خشکسالی و همچنین پیش بینی خشکسالی می‌تواند در برنامه‌ریزی جهت کنترل و کاهش اثرات آن موثر باشد. در این مطالعه از داده‌های اقلیمی ۷ ایستگاه سینوپتیک در جنوب غرب ایران طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴ استفاده و بر مبنای شاخص RDI شدت خشکسالی فصلی در این منطقه تعیین شد. سپس با استفاده از مدل‌های سری زمانی و نرم افزار $ITSM$ اقدام به پیش بینی شاخص خشکسالی از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۹ گردید و بر مبنای آزمون پارامتری و آزمون‌های غیر پارامتری روند تغییرات خشکسالی در منطقه بررسی شد. بر اساس نتایج، در ایستگاه‌های آباده، شیراز و فسا، مدل $MA(5)$ Innovation، در بندر عباس $AR(15) Burg$ ، در بندر لنگه $AR(15) Yule-Walker$ ، در بوشهر $MA(5) Hannan-Rissanen$ و در جاسک $AR(13) Burg$ عنوان بهترین مدل‌های سری زمانی هستند. با توجه به ضریب همبستگی داده‌های مشاهده شده و پیش بینی شده، P -value آزمون $Ljung - Box$ ، مرتبه $white noise$ مدل‌ها و همچنین $Residual ACF$ و $Residual PACF$ داده‌ها، قابلیت اطمینان مدل‌های پیش بینی در تمام ایستگاه‌ها استنباط شد. نتایج نشان داد روند تغییرات خشکسالی فصلی طی دوره‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۴ و ۱۹۸۰-۲۰۱۹ بر اساس هیچ کدام از آزمون‌های آماری پارامتری و غیر پارامتری در هیچیک از ایستگاه‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست، هرچند روند تغییرات طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ شیب بیشتری به خود می‌گیرد.

واژگان کلیدی: آزمون پارامتریک، آزمون غیر پارامتریک، سری زمانی، پیش بینی خشکسالی، شاخص RDI

■ مقدمه

خشکسالی پدیده‌ای است که به آرامی رخ می‌دهد و باعث بروز تغییرات مهمی در منابع آب، کشاورزی و غیره می‌شود و اثرات مختلفی بر منابع و بخش‌های مختلف از جمله کشاورزی و منابع طبیعی، خصوصاً منابع آب می‌گذارد (۱۸). به دلیل تفاوت در متغیرهای هیدرومتئورولوژیکی و عوامل اقتصادی اجتماعی، و نیز تغییرپذیری تقاضای آب در نقاط مختلف جهان، بیان تعریف دقیق و جامع از خشکسالی، دشوار است (۱۵ و ۱۶). تمامی نقطه نظرها بر این نکته توافق دارند که پدیده‌ی خشکسالی به دلیل حالت ناکافی رطوبت هوا اتفاق می‌افتد که از طریق کمبود بارندگی در طول چند دوره‌ی زمانی به وجود می‌آید (۱۳).

به منظور کاهش اثرات زیان بار خشکسالی می‌توان اقدام به پیش بینی و مدل سازی فراوانی و شدت وقوع آن در سال‌های آینده نمود. لذا استفاده از روش‌های مختلف شبیه سازی، مدلسازی و تهیه‌ی مقدمات احتمال وقوع خشکسالی، به ارایه‌ی طرح‌هایی جهت آماده سازی در مقابل خشکسالی و کاهش خسارات ناشی از آن منجر می‌شود. در راستای شبیه سازی و مدل سازی وقوع خشکسالی الگوهای سری زمانی جهت شناسایی رفتار این پدیده می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

منظور از یک سری زمانی مجموعه‌ای از داده‌های آماری است که در فواصل زمانی مساوی و منظمی جمع آوری شده باشند. روش‌های آماری که این گونه داده‌های آماری را مورد استفاده قرار می‌دهد تحلیل سری‌های زمانی نامیده می‌شود (۵). اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در فرآیندهای هیدرولوژیکی و تصمیمات بهره‌برداری از منابع آب بر پایه پیش بینی و تحلیل سری‌های زمانی می‌باشد.

با توجه به وجود ماهیت تصادفی در عوامل تاثیرگذار در وقوع و شدت خشکسالی‌ها، این پدیده را می‌توان به عنوان یک فرآیند تصادفی در نظر گرفت. پیش بینی براساس تحلیل سری‌های زمانی با کاربرد

مفهوم مدل‌ها در منابع زیادی برای پیش بینی‌های کوتاه مدت مورد استفاده قرار گرفته است. در بیشتر سری‌های زمانی، همبستگی پیایی بین مشاهدات وجود دارد و این یکی از ویژگی‌های بارز مدل *ARIMA* است (۲۰). بذرافشان و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از سری زمانی و شاخص *SPI* بازگشت تداوم خشکسالی را ارزیابی نمودند و به این نتیجه رسیدند که شاخص خشکسالی در شناخت خشکسالی‌ها مناسب است (۳). بذرافشان و خلیلی (۱۳۹۰) با استفاده از توزیع‌های آماری و داده‌های بارندگی تداوم خشکسالی را در ایستگاه‌های قدیم ایران مورد بررسی قرار دادند، نتایج آنها نشان داد که با افزایش دوره پایه مورد نظر، مخاطره خشکسالی افزایش می‌یابد (۲). جوادنیا و مباشری (۱۳۸۷) با استفاده از تکنیک‌های سنجش از دور و روش سبال روش‌های ارزیابی خشکسالی را بررسی نمودند، نتایج آنها نشان داد که روش سبال در پیش بینی کوتاه مدت خشکسالی مناسب می‌باشد (۸). خوشحال و دستجردی (۱۳۸۹) با استفاده از شبکه عصبی خشکسالی اصفهان را پیش بینی کردند، نتایج آنها نشان داد که شبکه عصبی با دقت بالایی سیکل خشکسالی استان اصفهان را پیش بینی می‌کند (۱۲).

کمالی و همکاران (۱۳۸۵) از طریق الگوسازی سری زمانی به روش باکس و جنکینس جریان ماهانه ورودی به سد شهید عباسپور را پیش بینی نمودند (۱۰). جهان‌دیده و شیروانی (۱۳۹۰) جهت پیش بینی خشکسالی در استان فارس الگوی *ARIMA* را برای سری‌های زمانی شاخص *SPI* دوازده ماهه مناسب تشخیص دادند (۷). میر موسوی و همکاران (۱۳۹۳) به تحلیل الگوهای سری زمانی بارش در ایستگاه هواشناسی خوی پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد که از میان سه الگوی برازش داده شده، الگوی (۱، ۱، ۰) *ARIMA*، الگوی برتری برای بارش سالانه می‌باشد که بر اساس آن تا سال ۲۰۱۵ میلادی با اطمینان ۹۵ درصد، بارش خوی پیش بینی شد (۱۴).

زمان بر اساس داده‌های واقعی و پیش بینی شده و مقایسه آنها با یکدیگر بیان نمود.

■ مواد و روش‌ها

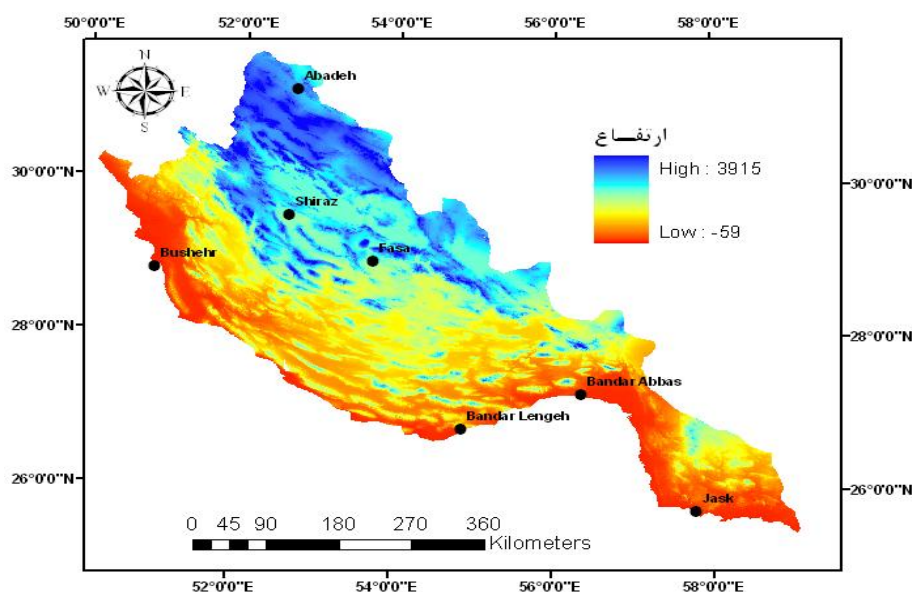
ایستگاه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه، شامل استان‌های فارس، بوشهر و هرمزگان در جنوب غرب ایران با مساحت ۲۲۰۹۵۸ کیلومتر مربع می‌باشد. این منطقه در طول جغرافیایی ۴۹ درجه و ۵۹ دقیقه تا ۵۹ درجه و ۲۸ دقیقه شرقی و عرض جغرافیایی ۲۴ درجه و ۵۸ دقیقه تا ۳۱ درجه و ۴۴ دقیقه شمالی قرار دارد. متوسط بارندگی سالانه این منطقه ۲۰۶/۸۸ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه آن ۱۹/۹۱ درجه سانتی‌گراد می‌باشد. این منطقه دارای ارتفاع متوسط ۱۹۲۸ متر از سطح دریا می‌باشد. بر اساس شاخص دمارتن اصلاح شده این منطقه دارای اقلیم خشک در قسمت‌های جنوبی و نیمه‌خشک در قسمت‌های شمالی می‌باشد. در این مطالعه از آمار هواشناسی ماهانه این ایستگاه اعم از بارندگی، متوسط دما، رطوبت نسبی، ساعات آفتابی و متوسط سرعت باد به مدت ۳۵ سال (از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۴) که از سازمان هواشناسی کشور (www.irimo.ir) تهیه شد، استفاده گردید (شکل ۱).

شمس نیا و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی و مدل سازی خشکسالی در استان فارس با استفاده از تحلیل سری‌های زمانی و شاخص *SPI* پرداختند. نتایج بررسی آنها نشان داد که مدل *ARIMA* مناسب‌ترین مدل جهت شبیه‌سازی خشکسالی در این منطقه می‌باشد (۱۷).

جهت بررسی خشکسالی، شاخص‌های مختلفی از جمله *SPI*، *PDSI*، *PNI*، *RDI* و ... ارائه شده است. محققان زیادی در ایران و جهان جهت بررسی خشکسالی از شاخص *RDI* استفاده نموده‌اند، که از جمله آنها می‌توان به: (۲، ۳، ۴، ۶، ۱۷، ۲۱، ۲۲ و ۲۳) اشاره نمود. در رابطه با سری زمانی مطالعات مختلفی در سطح جهان ارائه شده است که از جمله آنها می‌توان به کارهای (۴، ۶ و ۹) اشاره نمود.

با توجه به موارد فوق الذکر می‌توان هدف تحقیق حاضر را: (۱) بررسی و مدل سازی خشکسالی فصلی جنوب غرب کشور با استفاده از شاخص خشکسالی *RDI* (۲) تعیین بهترین مدل سری زمانی قید شده بر داده‌های خشکسالی ایستگاه‌های مورد بررسی (۳) پیش بینی شاخص خشکسالی طی سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۹ در ایستگاه‌های مورد بررسی با استفاده از مدل *ARAR* (۴) بررسی روند تغییرات خشکسالی در بستر



شکل ۱- منطقه مورد مطالعه و پراکنش ایستگاه‌های مورد بررسی در سطح آن

روش کار

کنترل کیفی داده‌ها

به منظور کنترل کیفی داده‌ها در ایستگاه‌های مورد بررسی اقدام به بررسی نرمال بودن داده‌ها، همگنی داده‌ها، تصادفی بودن داده‌ها و همچنین بررسی وجود داده‌ها پرت شد.

محاسبه شاخص RDI

این شاخص نسبتاً جدید، نخستین بار در سال ۲۰۱۱ توسط *Tsakiris* ارائه گردید (۲۱). مزیت این شاخص در مقایسه با دیگر شاخص‌هایی که پیش از این ارائه شده‌اند این است که در محاسبه شدت خشکسالی، علاوه بر بارندگی به تبخیر و تعرق نیز توجه کرده است. در محاسبه این شاخص نخست با استفاده از نسبت بارندگی (P) به تبخیر و تعرق پتانسیل (ET_0) مقادیر اولیه α_0^i برای بازه زمانی دلخواه بر اساس رابطه ۱ محاسبه می‌شود.

$$\alpha_0^i = \frac{\sum_{j=1}^{12} P_{ij}}{\sum_{j=1}^{12} PET_{ij}}, i = 1: N \text{ و } j = 1: 12 \quad (1)$$

که در آن P_{ij} و PET_{ij} به ترتیب مقادیر باران و تبخیر و تعرق پتانسیل ماه j ام از سال i ام می‌باشد. پارامتر N تعداد سال‌های آماری می‌باشد. روش مناسب جهت محاسبه تبخیر و تعرق روش پنمن مانیتث فائو می‌باشد.

در مرحله بعد جهت محاسبه مقادیر RDI نرمال شده (RDI_n) در مقیاس زمانی مد نظر از رابطه ۲ استفاده می‌شود:

$$RDI_n^i = \frac{\alpha_0^i}{\bar{\alpha}_0} - 1 \quad (2)$$

که در آن $\bar{\alpha}_0$ میانگین حسابی مقادیر α_0^i در سال‌های مورد بررسی است که برابر با نسبت شاخص خشکی ارائه شده از سوی سازمان *FAO* می‌باشد. در مرحله بعد اقدام به محاسبه RDI استاندارد شده (RDI_{st}) می‌شود. در اینجا فرض بر این است که α_0^i از توزیع نرمال تبعیت می‌کند. جهت محاسبه این پارامتر از رابطه ۳ استفاده می‌شود.

$$RDI_{st}^i = \frac{y_i - \bar{y}}{\hat{\sigma}_y} \quad (3)$$

$$y_i = \ln(\alpha_0^i) \quad (4)$$

که در آن \bar{y} و $\hat{\sigma}_y$ به ترتیب میانگین حسابی و انحراف معیار مقادیر y_i می‌باشند. در توسعه شاخص RDI استاندارد شده (RDI_{st}) از مفاهیم شاخص SPI استفاده شده است، بنابراین مقادیر طبقه‌های مختلف خشکسالی در شاخص RDI مشابه شاخص SPI می‌باشد (جدول ۱).

جدول ۱- طبقه بندی خشکسالی بر اساس شاخص RDI

کلاس خشکسالی	مقدار RDI
ترسالی بسیار شدید	بزرگتر مساوی ۲
ترسالی شدید	۱/۵ تا ۱/۹۹
ترسالی متوسط	۱ تا ۱/۴۹
نرمال	۰ تا ۰/۹۹
نسبتاً نرمال	۰ تا ۰/۹۹
خشکسالی متوسط	۱/۴۹ تا -
خشکسالی شدید	-۱/۵ تا -۱/۹۹
خشکسالی بسیار شدید	کوچکتر مساوی -۲

برآورد تبخیر و تعرق پتانسیل

فائو در سال ۱۹۹۸ روش فائو پنمن مانیتیت را به عنوان روش استاندارد برآورد تبخیر و تعرق پتانسیل معرفی نمود (۱). معادله پنمن مانیتیت فائو، تبخیر و تعرق چمن فرضی را تعیین می‌کند به طوری که این چمن دارای ارتفاع ۱۲ سانتی متر، مقاومت سطحی ۷۰ ثانیه بر متر و ضریب بازتابش (آلبیدو) ۲۳ درصد باشد. در این مطالعه به منظور برآورد مقدار تبخیر و تعرق پتانسیل از روش فائو پنمن مانیتیت استفاده شد:

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)} \quad (5)$$

که در آن: ET_0 : تبخیر و تعرق گیاه مرجع (میلی متر بر روز)، Δ : شیب منحنی فشار بخار در دمای T (کیلو پاسکال بر درجه سانتی گراد)، R_n : تابش خالص در سطح گیاه (مگاژول بر متر مربع در روز)، G : شار گرمای خاک (مگاژول بر متر مربع در روز)، T : دمای هوا در ارتفاع ۲ متری (سلسیوس)، u_2 : سرعت باد در ارتفاع ۲ متری (متر بر ثانیه)، $e^0(T) = e_s$: فشار بخار اشباع (کیلو پاسکال)، $e_a = e^0(T_{dew})$: فشار بخار واقعی (کیلو پاسکال)، $(e_s - e_a)$: کمبود فشار بخار اشباع (کیلو پاسکال)، γ : ضریب ثابت سایکرومتری (کیلو پاسکال بر درجه سانتی گراد) می‌باشد.

مانا کردن داده‌ها و تبدیل سری آنها به سری خوش فرم

پس از محاسبه شاخص RDI در دوره زمانی مورد بررسی نامانایی در واریانس داده‌ها را با استفاده از تبدیل توانی باکس-کاکس (معادله ۶) و نامانایی در میانگین داده‌ها با استفاده از تفاضلی کردن داده‌ها برطرف شد. جهت انجام موارد مذکور از نرم افزار $ITSM$ استفاده شد.

$$T(Z_i) = Z_i^\lambda = \frac{Z_i^\lambda - 1}{\lambda} \quad (6)$$

که در آن Z_i مقدار اولیه در زمان t ، λ پارامتر تبدیل و Z_i^λ مقدار تبدیل یافته می‌باشد. در مرحله بعد اقدام به تعیین مؤلفه روند در سری زمانی و همچنین حذف آن در جهت ایستا کردن داده‌ها شد. جهت تعیین مؤلفه روند، یک خط را بر داده‌ها برازش می‌دهیم، شیب این خط برابر با مؤلفه روند می‌باشد. بدیهی است در صورتی که شیب این خط صفر باشد و خط افقی باشد، داده‌ها فاقد مؤلفه روند بوده و ایستا می‌باشند. در این راستا به کمک نرم افزار $ITSM$ اقدام به اعمال یک بار $Difference$ بر داده‌ها شد. سپس با توجه به فصلی بودن داده‌ها اقدام به حذف اثر تناوب گردید. به این ترتیب داده‌ها به صورت سری خوش فرم درآمده و آماده استفاده جهت مدل سازی و همچنین پیش بینی داده‌ها شدند.

شناسایی نوع و مرتبه مدل

برای تعیین و شناسایی نوع و مرتبه مدل از توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی و به ترتیب نمودارهای ACF و $PACF$ استفاده شد. تابع خود همبستگی (ACF) با تأخیر k به عنوان تابعی برای بیان وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی به شرح زیر می‌باشد:

$$\rho_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (Z_i - \bar{Z})(Z_{i+k} - \bar{Z})}{\sum_{i=1}^n (Z_i - \bar{Z})^2} \quad (7)$$

که در آن ρ_k مقدار تابع خودهمبستگی سری زمانی با تأخیر k ، Z_i و Z_{i+k} مقادیر متغیرها یا داده‌های سری زمانی در مرحله زمانی i و مرحله با تأخیر زمانی k و \bar{Z} مقدار میانگین مربوط به متغیرها می‌باشد.

روش دیگر برای عنوان نمودن وابستگی زمانی در ساختار یک سری زمانی، تعریف تابع خودهمبستگی جزئی است. اگر ϕ_k تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k باشد رابطه تابع خودهمبستگی جزئی ($PACF$) عبارت است از:

مدل $ARMA$ با مرتبه (p, q) ارائه می‌گردد. ساختار کلی این مدل عبارت است از:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (11)$$

که در آن θ_1, θ_2 و θ_p ضرایب و پارامترهای مدل MA ، ϕ_1, ϕ_2 و ϕ_p ضرایب و پارامترهای مدل AR و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

پیش بینی

در این مرحله بر اساس شاخص آکائیکی ($AICC$) در مدل‌های مختلف در هر ایستگاه، بهترین مدل با بهترین فیت شدگی بر روی داده‌های هر ایستگاه انتخاب و مدل سری زمانی بر آن فیت شد. لازم به ذکر است هرچه مقدار شاخص آکائیکی کمتر باشد مدل فیت شدگی بیشتری دارد. سپس با استفاده از مدل $ARAR$ اقدام به پیش بینی شاخص خشکسالی فصلی برای ۵ سال آینده در تمام ایستگاه‌های مورد بررسی گردید.

روند تغییرات خشکسالی

به منظور بررسی روند تغییرات شاخص خشکسالی در ایستگاه‌های مورد بررسی بر اساس داده‌های واقعی (۱۹۸۰ الی ۲۰۱۴) و داده‌های پیش‌بینی شده (۱۹۸۰ الی ۲۰۱۹) از روش‌های پارامتریک (رگرسیون خطی) و غیرپارامتریک (آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن) استفاده گردید.

رگرسیون خطی

در مدل رگرسیون خطی فرض بر این است که یک رابطه خطی (یا خط مستقیم) بین متغیر وابسته و متغیر مستقل وجود دارد:

$$Y = aX + b \quad (12)$$

$$\phi_k(K) = \frac{\rho_k - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i(k-1)\rho_{k-1}}{1 - \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i(k-1)\rho_i} \quad (8)$$

که در آن مقدار ϕ_k تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی با تأخیر k می‌باشد.

بررسی نوع مدل‌ها

به طور کلی ۳ مدل با مرتبه‌های مختلف می‌توانند بر داده‌ها برازش داده شوند که در آزمون‌های انتخاب مدل مورد بررسی قرار گرفتند:

مدل AR (Auto Regressive)

این مدل بر روی جملات خود رگرسیون‌گیری را اعمال می‌کند، البته این رگرسیون‌گیری روی مقادیر گذشته Z_t انجام می‌گیرد. ساختار اصلی آن مدل با مرتبه P عبارت است از:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (9)$$

که در آن ϕ_1, ϕ_2 و ϕ_p ضرایب و پارامترهای مدل AR و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

مدل MA (Moving Average)

ساختار اصلی این مدل با مرتبه q عبارت است از:

$$Z_t = \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} + a_t \quad (10)$$

که در آن θ_1, θ_2 و θ_p ضرایب و پارامترهای مدل MA و a_t مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می‌کند.

مدل $ARMA$ (Auto Regressive-Moving Average)

این مدل از ترکیب نمودن مدل‌های AR با مرتبه P و مدل MA با مرتبه q ایجاد می‌شود و به صورت

آزمون اسپیرمن

آزمون غیرپارامتری اسپیرمن (۱۹) ارائه گردید و آماره آن بر اساس رابطه ۱۴ تعیین می‌شود.

$$Z_D = D \sqrt{\frac{n-2}{1-D^2}} \quad (14)$$

در این آزمون چنانچه آماره Z_d بزرگتر از $2/0.8$ باشد سری داده‌ها دارای روند تغییرات زیادشونده و معنی‌دار در سطح $0/95$ درصد و چنانچه Z_d کمتر از $2/0.8$ باشد سری داده‌ها دارای روند تغییرات کم‌شونده و معنی‌دار در سطح $0/95$ درصد می‌باشد.

نتایج

تبخیر و تعرق پتانسیل و شاخص RDI

در بررسی حاضر با استفاده از روش پنمن مانیتث فائو تبخیر و تعرق پتانسیل فصلی در ایستگاه‌های مورد بررسی محاسبه شد، سپس اقدام به تعیین شاخص RDI فصلی در آنها گردید. مقادیر شاخص RDI فصلی در ایستگاه‌های مورد بررسی در جدول ۲ ارائه شده است.

که در آن Y متغیر وابسته یا خشکسالی، X متغیر مستقل یا زمان، b عرض از مبدا خط رگرسیون و a شیب خط رگرسیون می‌باشد.

آزمون من-کندال

آزمون ناپارامتری من-کندال (۱۱) بر پایه رتبه داده‌ها در یک سری زمانی ارائه شده است. آماره این آزمون از رابطه ۱۳ محاسبه می‌گردد:

$$Z_s = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{\sigma^2(s)}}, & \text{if } S > 0 \\ 0, & \text{if } S = 0 \\ \frac{s-1}{\sqrt{\sigma^2(s)}}, & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (13)$$

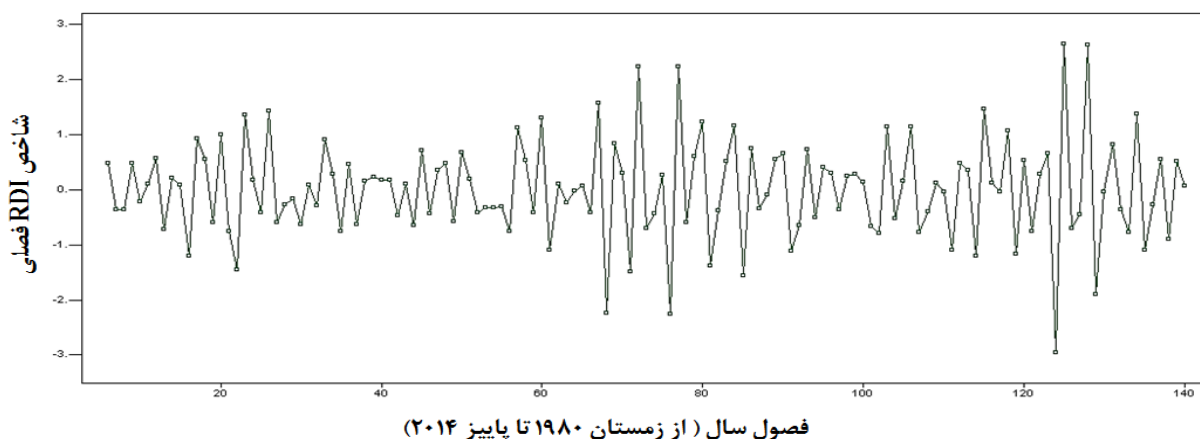
چنانچه آماره Z_s بزرگتر از $1/96$ باشد سری داده‌ها دارای روند تغییرات زیاد شونده و معنی‌دار در سطح $0/95$ درصد و چنانچه Z_s کمتر از $1/96$ باشد سری داده‌ها دارای روند تغییرات کم شونده و معنی‌دار در سطح $0/95$ درصد می‌باشد.

جدول ۲- شاخص RDI فصلی در ایستگاه‌های مورد بررسی (از زمستان ۱۹۸۰ تا پاییز ۲۰۱۴)

زمان	شاخص RDI در ایستگاه						
	آباده	بندر عباس	بندر لنگه	بوشهر	جاسک	شیراز	فسا
زمستان ۱۹۸۰	۱/۱۸	۱/۲۹	۱/۴۸	۱/۲۷	۱/۶۲	۱/۱۸	۱/۲۶
بهار ۱۹۸۰	۰/۶۰	-۱/۳۳	-۱/۰۴	-۰/۸۵	-۰/۲۳	-۰/۵۹	-۰/۳۳
تابستان ۱۹۸۰	-۱/۶۲	-۱/۳۳	-۱/۰۴	-۱/۲۴	-۱/۰۱	-۱/۶۱	-۱/۷۵
پاییز ۱۹۸۰	۰/۵۶	-۰/۲۸	۰/۷۹	۰/۸۲	-۰/۱۹	۰/۶۴	۰/۷۱
زمستان ۱۹۸۱	۰/۸۸	۰/۹۸	۱/۲۷	۰/۸۷	۰/۹۲	۱/۰۶	۱/۲۳
بهار ۱۹۸۱	۰/۲۸	۱/۰۲	-۰/۰۷	-۰/۷۰	-۱/۰۱	-۰/۲۳	-۰/۰۱
تابستان ۱۹۸۱	-۱/۶۲	-۱/۳۳	-۱/۰۴	-۱/۲۴	-۰/۱۳	-۱/۶۱	-۱/۷۴
پاییز ۱۹۸۱	-۰/۴۱	۰/۷۴	-۱/۰۶	۰/۷۶	-۱/۰۱	۰/۲۷	۰/۳۴
...
...
زمستان ۲۰۱۴	۱/۱۳	۱/۵۲	۱/۴۷	۱/۰۴	۱/۶۴	۰/۹۹	۱/۰۳
بهار ۲۰۱۴	۱/۱۲	-۰/۰۳	-۱/۰۴	-۰/۵۷	-۰/۶۴	-۰/۰۳	-۱/۷۵
تابستان ۲۰۱۴	-۰/۰۸	-۱/۳۳	-۱/۰۴	-۱/۲۴	-۱/۰۱	-۱/۰۲	-۱/۷۵
زمستان ۲۰۱۴	-۱/۴۵	۰/۲۵	۱/۳۸	۰/۹۸	-۰/۲۶	۰/۶۵	۰/۹۳

شد، داده‌های مورد بررسی در هر ایستگاه به دلیل فصلی بودن دارای تناوب ۴ بودند. شکل سری داده‌ها پس از حذف تناوب و تبدیل سری به سری خوش فرم در ایستگاه شیراز به عنوان نمونه در شکل ۲ ارائه شده است.

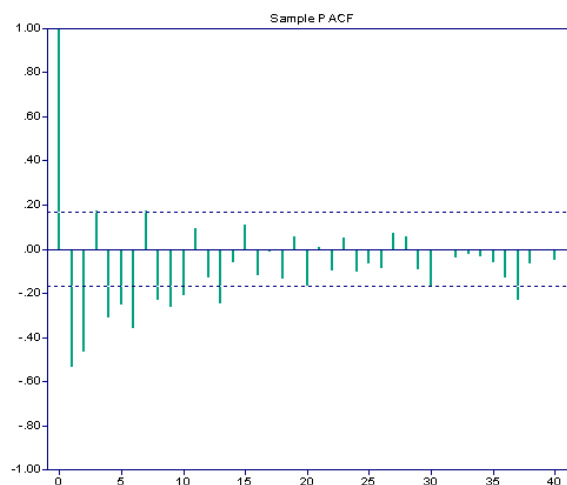
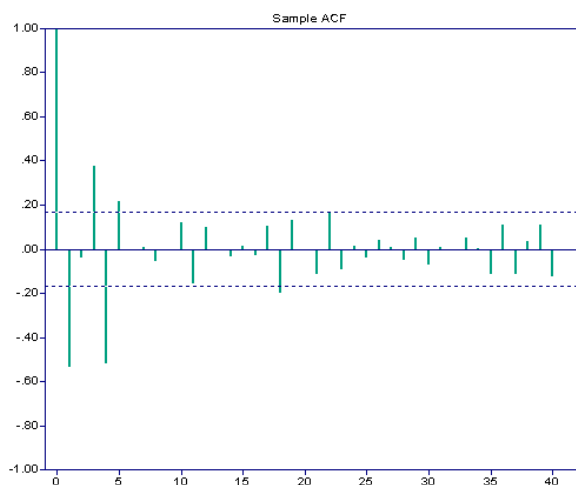
به منظور حذف نامانایی در واریانس داده‌ها از تبدیل توانی باکس-کاکس استفاده شد. به منظور حذف روند در داده‌ها از عملگر تفاضلی استفاده گردید و به اندازه k برابر با ۱ بار از داده‌ها نابلا گرفته شد. در انتها به منظور خوش فرم کردن سری داده‌ها در هر ایستگاه اقدام به حذف تناوب در داده‌های آن ایستگاه



شکل ۲- سری داده‌های فصلی RDI ایستگاه شیراز پس از تبدیل توانی باکس-کاکس، حذف تناوب و روند

استفاده شد. این نمودار در ایستگاه شیراز به عنوان نمونه در شکل ۳ ارائه شده است.

در ادامه به منظور مشخص نمودن مرتبه p و q در مدل‌های AR ، MA و $ARMA$ از نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی ($PACF$)



شکل ۳- نمودارهای خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی ($PACF$) در سری داده‌های شیراز

بر داده‌های هر ایستگاه با کمترین مقدار شاخص آکائیکی به‌عنوان بهترین مدل انتخاب گردید (جدول ۳).

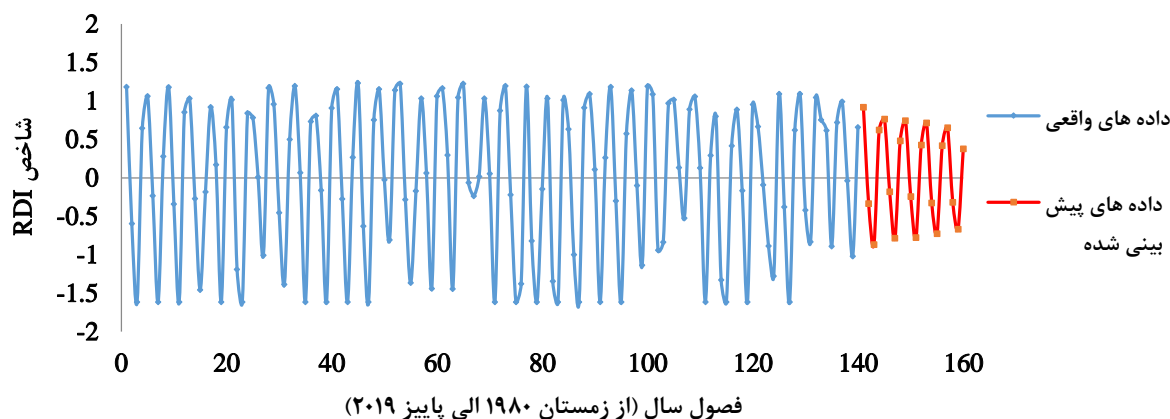
در مرحله بعد اقدام به فیت کردن مدل‌های مختلف سری زمانی بر روی داده‌های ایستگاه‌های مختلف گردید و بهترین مدل سری زمانی فیت شده

جدول ۳- بهترین مدل سری زمانی فیت شده بر داده‌های شاخص RDI فصلی ایستگاه‌های مورد بررسی

ایستگاه	نام مدل	روش	شاخص آکائیکی	تاخیرهای غیر معنا دار	مدل
آباده	MA (5)	Innovations	۱۸۷/۳۲۹	۲ و ۳	$X(t) = Z(t) - .8696 Z(t-1) - Z(t-4) + .8525 Z(t-5)$
بندر عباس	AR(15)	Burg	۲۹۸/۱۸۷	۱۱ و ۱۴	$X(t) = -.7402 X(t-1) - .4923 X(t-2) - .4257 X(t-3) - 1.149 X(t-4) - .7365 X(t-5) - .7356 X(t-6) - .4471 X(t-7) - .7541 X(t-8) - .4452 X(t-9) - .3692 X(t-10) - .3155 X(t-12) - .2987 X(t-13) + .2728 X(t-15) + Z(t)$
بندر لنگه	AR(15)	Yule-Walker	۲۵۴/۹۹۰	۷، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴	$X(t) = -.5721 X(t-1) - .6048 X(t-2) - .2964 X(t-3) - 1.140 X(t-4) - .5101 X(t-5) - .6548 X(t-6) - .6854 X(t-8) + .2561 X(t-15) + Z(t)$
بوشهر	MA (5)	Hannan-Rissanen	۱۶۲/۹۳۵	۲ و ۳	$X(t) = Z(t) - .9724 Z(t-1) - 1.021 Z(t-4) + .9159 Z(t-5)$
جاسک	AR(13)	Burg	۳۰۳/۰۷۸	-	$X(t) = -.7769 X(t-1) - .5363 X(t-2) - .5318 X(t-3) - 1.397 X(t-4) - .9965 X(t-5) - .7086 X(t-6) - .6338 X(t-7) - 1.085 X(t-8) - .8086 X(t-9) - .3061 X(t-10) - .2418 X(t-11) - .4924 X(t-12) - .2770 X(t-13) + Z(t)$
شیراز	MA (5)	Innovations	۱۸۷/۳۲۹	۲ و ۳	$X(t) = Z(t) - .8696 Z(t-1) - .9853 Z(t-4) + .8525 Z(t-5)$
فسا	MA (5)	Innovations	۲۷۴/۶۳۵	۲ و ۳	$X(t) = Z(t) - .9024 Z(t-1) - .9975 Z(t-4) + .8974 Z(t-5)$

شد. در شکل ۴ فصلی پیش بینی شده در شیراز به‌عنوان نمونه و در جدول ۴ مقادیر RDI فصلی پیش بینی شده در ایستگاه‌های مورد مطالعه ارائه شده است.

پس از این مرحله اقدام به برآزش دادن بهترین مدل سری زمانی بر داده‌های مورد بررسی در هر ایستگاه گردید و در نهایت با استفاده از روش ARAR اقدام به پیش بینی شاخص فصلی از زمستان ۲۰۱۵ تا پاییز ۲۰۱۹ در ایستگاه‌های مورد بررسی



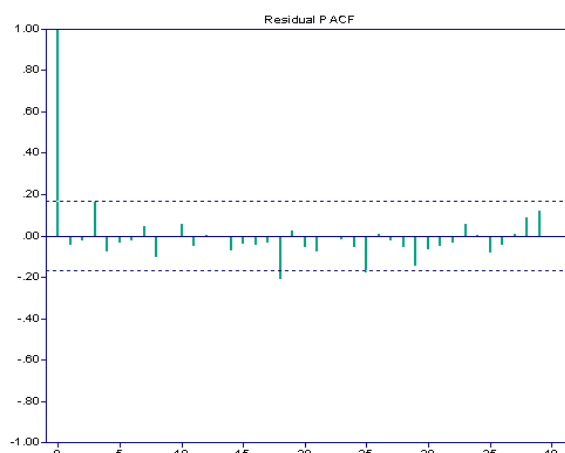
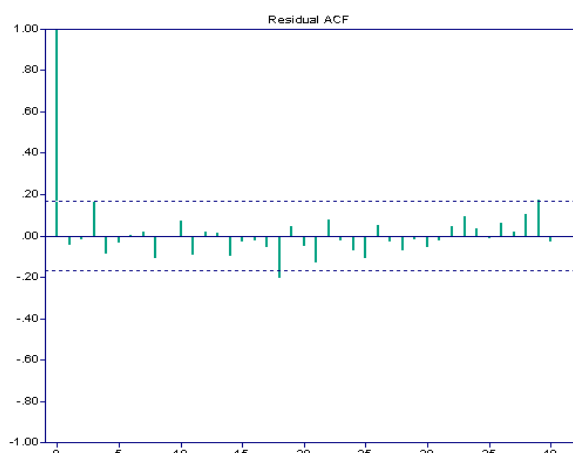
شکل ۴- شاخص فصلی واقعی و پیش بینی شده در ایستگاه شیراز (به عنوان نمونه)

جدول ۴- مقادیر پیش بینی شده شاخص *RDI* فصلی از زمستان ۲۰۱۵ تا پاییز ۲۰۱۹ در ایستگاه های مورد بررسی

زمان	شاخص <i>RDI</i> پیش بینی شده در ایستگاه						
	آباده	بندر عباس	بندر لنگه	بوشهر	جاسک	شیراز	فسا
زمستان ۲۰۱۵	۰/۶۷	۱/۰۸	۱/۰۷	۰/۹۹	۰/۹۲	۰/۹۲	۱/۱۴
بهار ۲۰۱۵	۰/۸۲	۰/۴۹	-۰/۸۱	-۰/۵۷	-۰/۶۷	-۰/۳۳	-۰/۷۸
تابستان ۲۰۱۵	-۰/۷۳	-۱/۲۲	-۱/۰۳	-۱/۰۵	-۰/۹۴	-۰/۸۷	-۱/۳۷
پاییز ۲۰۱۵	-۲۳,۰	-۰/۳۵	۰/۵۳	۰/۶۸	۰/۱۳	۰/۶۲	۰/۳۴
...
زمستان ۲۰۱۹	۰/۴۶	۰/۸۲	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۸۳	۰/۶۵	۰/۸۴
بهار ۲۰۱۹	۰/۴۷	۰/۱۹	-۰/۵۳	-۰/۶۶	-۰/۳۲	-۰/۳۲	-۰/۵۳
تابستان ۲۰۱۹	-۰/۳۹	-۰/۸۰	-۰/۷۳	-۰/۷۲	-۰/۷۴	-۰/۶۶	-۰/۹۲
پاییز ۲۰۱۹	-۰/۳۸	-۰/۱۹	۰/۴۸	۰/۶۷	۰/۱۱	۰/۳۷	۰/۳۷

می باشد که مرتبه به دست آمده در این مدل در تمام ایستگاه های مورد بررسی برابر صفر شدند که خود مبین تصادفی بودن داده ها و قابل اطمینان بودن مدل در تمام ایستگاه ها می باشد. (۳) استفاده از *ACF* و *Residual PACF* و *Residual* داده ها پس از پیش-بینی می باشد. با توجه به اینکه در هر دو مورد تعداد *Lag Time* های خارج از محدوده صفر در تمام ایستگاه ها در منطقه مورد مطالعه کمتر از ۵ درصد کل تعداد *Lag Time* ها می باشد می توان نتیجه گرفت که پیش بینی انجام شده قابل اطمینان می باشد. *Residual ACF* و *Residual PACF* مربوط به ایستگاه شیراز به عنوان نمونه در شکل ۵ ارائه شده است.

سرانجام به منظور بررسی میزان قابلیت اطمینان به مدل پیش بینی داده ها از سه آزمون استفاده شد که عبارتند از: (۱) تصادفی بودن داده ها بعد از فیت کردن مدل و پیش بینی آنها بر اساس روش *Ljung - Box* *statistic*، بر این اساس با توجه به اینکه *p-value* این شاخص در ایستگاه های آباده، بندر عباس، بندر لنگه، بوشهر، جاسک، شیراز و فسا به ترتیب معادل ۰/۲۶۷، ۰/۴۶۶، ۰/۶۹۴، ۰/۲۹۲، ۰/۱۹۹، ۰/۲۶۷ و ۰/۱۱۹ بدست آمد مشخص گردید که داده ها در همه ایستگاه ها در سطح ۰/۹۵ درصد به صورت معنی داری تصادفی هستند و می توان به مدل پیش بینی داده ها اعتماد نمود. (۲) استفاده از مرتبه *White noise* (مقدار تصادفی و مستقل از زمان باقیمانده است که از توزیع نرمال با میانگین صفر تبعیت می کند) مدل

شکل ۵- نمودارهای *Residual PACF* و *Residual ACF* در سری داده های شیراز پس از پیش بینی

بررسی روند تغییرات

بررسی روند تغییرات شاخص خشکسالی در داده‌های واقعی (۱۹۸۰ الی ۲۰۱۴) و همچنین داده‌های پیش بینی شده (۱۹۸۰ الی ۲۰۱۹) نشان داد که بر اساس هیچ یک از روش‌های آماری مورد استفاده در بررسی روند تغییرات (رگرسیون خطی، آزمون من-کندال و آزمون اسپیرمن) شاخص خشکسالی روند تغییرات معنی‌داری ندارد، هرچند که شیب خط روند به شکل بسیار نامحسوس نزولی بوده

که نشان‌دهنده افزایش شدت خشکسالی می‌باشد. شیب خط روند تغییرات خشکسالی در دوره ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۹ نسبت به ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۴ در ایستگاه‌های شیراز، فسا و آباده شدیدتر می‌باشد در حالی که در دیگر ایستگاه‌های روند تغییرات شدت کمتری به خود می‌گیرد. لازم به ذکر است که در هر دو حالت روند تغییرات آن معنی‌دار نیست (جدول ۵).

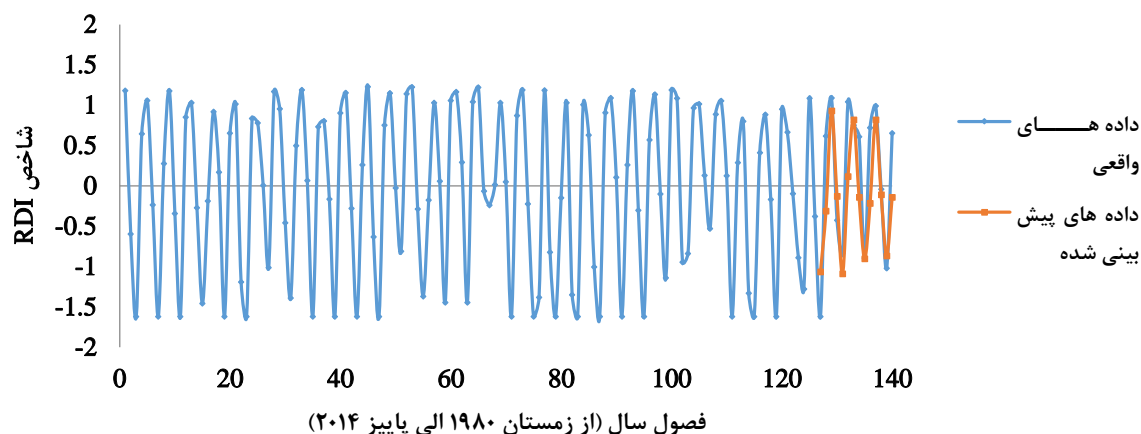
جدول ۵- روند تغییرات شاخص RDI فصلی در داده‌های واقعی و پیش بینی شده در ایستگاه‌های مورد بررسی

نام ایستگاه	سری داده‌های مورد بررسی	نوع آزمون		
		غیر پارامتریک		پارامتریک
		آماره من-کندال	آماره اسپیرمن	شیب خط رگرسیون
آباده	A	۰/۰۱۹	۰/۰۳۰	۰/۰۰۰۵
	B	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۰۵
بندر عباس	A	-۰/۰۸۷	-۰/۱۲۳	-۰/۰۰۳
	B	-۰/۰۶۵	-۰/۰۹۶	-۰/۰۰۲
بندر لنگه	A	-۰/۰۵۹	-۰/۰۸۳	-۰/۰۰۱۸
	B	-۰/۰۲۲	-۰/۰۳۳	-۰/۰۰۱۲
بوشهر	A	-۰/۰۲۳	-۰/۰۳۱	-۰/۰۰۰۷
	B	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۵	-۰/۰۰۰۴
جاسک	A	-۰/۰۷۸	-۰/۱۹	-۰/۰۰۲۹
	B	-۰/۰۳۷	-۰/۰۵۸	-۰/۰۰۲۱
شیراز	A	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۰۳
	B	-۰/۰۱۷	-۰/۰۲۵	-۰/۰۰۰۴
فسا	A	-۰/۰۶۶	-۰/۰۹۳	-۰/۰۰۲۳
	B	-۰/۰۷۴	-۰/۱۰۷	-۰/۰۰۱۹

A: سری داده‌های واقعی (زمستان ۱۹۸۰ تا پاییز ۲۰۱۴)، B: سری داده‌های واقعی و پیش بینی شده (زمستان ۱۹۸۰ تا پاییز ۲۰۱۹)

در این مطالعه به منظور بررسی دقیق‌تر اعتبار و صحت عملکرد مدل‌های فیت شده به داده‌ها و پیش‌بینی‌های انجام شده اقدام به پیش‌بینی شاخص RDI مربوط به ۱۴ فصل (از تابستان ۲۰۱۱ تا پاییز ۲۰۱۴) در تمام ایستگاه‌ها گردید و نسبت به مقایسه مقادیر پیش‌بینی‌شده در این دوره با مقادیر واقعی مشاهده شده در هر ایستگاه اقدام گردید (به‌عنوان

نمونه شکل ۶ و جدول ۶ در رابطه با ایستگاه شیراز ارائه شده است). نتایج این مقایسه نشان داده که ضریب همبستگی بین داده‌ها پیش‌بینی شده و داده‌های واقعی مشاهده شده در تمام ایستگاه‌ها در سطح ۰/۹۹ معنی‌داری است. این سطح از معنی‌داری مبین دقت مناسب و قابل قبول مدل می‌باشد (جدول ۷).



شکل ۶- پیش بینی شاخص *RDI* فصلی در ایستگاه شیراز از تابستان ۲۰۱۱ تا پاییز ۲۰۱۴ در ایستگاه شیراز

جدول ۶- مقادیر پیش بینی شده و مشاهده شده *RDI* برای سال های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ در ایستگاه شیراز

دوره زمانی	مقدار مشاهده شده	مقدار پیش بینی شده	دوره زمانی	مقدار مشاهده شده	مقدار پیش بینی شده
تابستان ۲۰۱۱	-۱/۶۲	-۱/۰۶	بهار ۲۰۱۳	۰/۶۱	۰/۱۴
پاییز ۲۰۱۱	۰/۶۲	۰/۳۱	تابستان ۲۰۱۳	-۰/۸۹	-۰/۸۹
زمستان ۲۰۱۲	۱/۰۹	۰/۹۳	پاییز ۲۰۱۳	۰/۷۲	۰/۲۱
بهار ۲۰۱۲	-۰/۴۲	-۰/۱۳	زمستان ۲۰۱۴	۰/۹۹	۰/۸۲
تابستان ۲۰۱۲	-۰/۸۳	-۱/۰۸	بهار ۲۰۱۴	-۰/۰۳	-۰/۱۱
پاییز ۲۰۱۲	۱/۰۴	۰/۱۲	تابستان ۲۰۱۴	-۱/۰۲	-۰/۸۶
زمستان ۲۰۱۳	۰/۷۵	۰/۸۲	پاییز ۲۰۱۴	۰/۶۵	۰/۱۴

جدول ۷- ضریب همبستگی (*R*) بین مقادیر مشاهده شده و پیش بینی شده شاخص *RDI* فصلی در ایستگاه های مورد بررسی از

زمستان ۲۰۱۰ تا پاییز ۲۰۱۴

آزمون	نام ایستگاه						
	آباده	بندر عباس	بندر لنگه	بوشهر	جاسک	شیراز	فسا
ضریب همبستگی	۰/۵۱*	۰/۷۳*	۰/۸۷*	۰/۹۶*	۰/۹۰*	۰/۸۴*	۰/۵۱*

*: همبستگی در سطح ۰/۹۹ معنی دار

■ بحث و نتیجه گیری

هواشناسی، استفاده از مدل های اتفاقی و سری های زمانی به عنوان یکی از روش های توصیه شده در پیش بینی های می تواند مورد استفاده قرار گیرد. طبیعی است وجود داده های آماری مناسب در منطقه مورد مطالعه به عنوان ورودی مدل ها در پردازش مسائل و دریافت خروجی ها قابل اعتماد، امری بسیار مهم و تاثیر گذار می باشند. در بررسی حاضر با استفاده از داده های ۳۵ ساله (۱۹۸۰-۲۰۱۴) ۷ ایستگاه سینوپتیک واقع در جنوب غرب کشور و همچنین مدل های سری زمانی اقدام به مدل سازی و

تحلیل پدیده های تصادفی در قلمرو علم آمار و احتمال از زیر مجموعه های علم هیدرولوژی و هواشناسی قرار می گیرد. به دلیل اینکه فرآیندهای مربوط به هواشناسی تصادفی هستند بنابراین آمار و احتمال اساس تجزیه و تحلیل پدیده های مذکور می باشد. بر این اساس سری های زمانی مورد استفاده قرار می گیرند. سری زمانی به طور ساده عبارت از یک متغیر وابسته به زمان می باشد. با توجه به ماهیت اتفاقی و غیرقطعی مسائل اقلیمی و

مدل $AR(13)$ برگرفته از روش Burg به‌عنوان بهترین مدل‌ها انتخاب شدند. بررسی روند تغییرات خشکسالی در داده‌های واقعی و پیش‌بینی شده در تمام ایستگاه‌ها نشان داد که روند تغییرات خشکسالی فصلی طی دوره‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۴ و ۱۹۸۰-۲۰۱۹ بر اساس هیچکدام از آزمون‌های آماری پارامتری و غیر پارامتری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست، هرچند در بیشتر ایستگاه‌ها روند خشک شونده طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۹ شیب بیشتری به خود می‌گیرد.

پیش‌بینی خشکسالی با استفاده از شاخص خشکسالی RDI در نرم افزار $ITSM$ گردید. بر اساس نتایج بدست آمده از نمودارهای خود همبستگی و خود همبستگی جزئی بهترین مدل فیت شده بر داده‌های ایستگاه‌های آباده، شیراز و فسا، مدل $MA(5)$ برگرفته از روش $Innovations$ بود. در مورد ایستگاه‌های بندر عباس و بندر لنگه به‌ترتیب مدل‌های $AR(15)$ برگرفته از روش‌های Burg و Yule-Walker به‌عنوان بهترین مدل سری زمانی فیت شده بر داده‌ها بودند. در ایستگاه بوشهر مدل $MA(5)$ برگرفته از روش Hannan-Rissanen و در ایستگاه جاسک

■ منابع

- Allen, R., Raes, G., & Smith, M. (1998). *Crop evapotranspiration guidelines for computing crop water requirements*. FAO irrigation and drainage, 56, FAO, Rome, Italy, 301P.
- Bazrafshan, J., & Khalili, A. (2010). *Spatial Analysis of Meteorological Drought in Iran from 1965 to 2003*. Desert, 18, 63-71.
- Bazrafshan, J., Hoorfar, H., Khalili, A., Torabi, S., & Hajjam, S. (2009). *Evaluation of Performance of Different Methods for Estimating Return Period of Drought Duration Under Time-Independent and Time-Dependent Precipitation Series*. Iranian journal of watershed management science, 3 (8), 1-10. (In Farsi)
- Bloomfield, P., & Nychka, D. (1992). *Climate spectra and detecting climate change*. Climatic Change, 21(3), 275-287. (In Farsi)
- Bowerman, L., & Connel, T. (1979). *Time series and forecasting*, PWS Publisher, 481.
- Hansen, J., & Lebedeff, S. (1988). *Global surface air temperatures: Update through 1987*. Geophysical Research Letters, 15(4), 323-326.
- Jahandideh, M., & Shirvani, A. (2011). *Forecasting of drought based Standardized index using time series models in Fars province*. Journal of Iran Water Research, 5(9), 19-28. (In Farsi)
- Javadiniya, A., & moubashiri, M. (2007). *Evaluation of different methods in agricultural drought using Remote Sensing techniques*. 6th conference of Iran economical agriculture, Mashhad, Firdausi University. (In Farsi)
- Jones, P., Raper, B., Bradley, S., Diaz, F., Kellyo, M., & Wigley, L. (1986). *Northern hemisphere surface air temperature variations*, Journal of Climate and Applied Meteorology, 25(2), 161-179.
- Kamali, A., Mahmoudian, M., & Kamali, I. (2006). *The forecast monthly input Abbaspour reservoir using time series Box-Jenkins*, 7th International seminar on river engineering, Ahvaz, Iran.
- Kendall, M.G. (1975). *The Advanced Theory of Statistics: Design and Analysis, and Time-Series*, Charles Griffin & Company Limited, London.
- Khoshhal, J., & Hosseini, S. (2010). *Application of Artificial Neural Network in Climatic Elements Simulation and Drought Cycle Predication (Case Study: Isfahan Province)*. Geography and environmental planning, 21 (3), 107-120. (In Farsi)
- McKee, T. B., Doesken, N. J., & Kleist, J. (1993). *The relationship of drought frequency and duration of time scales*. Eighth Conference on Applied Climatology, American Meteorological Society, 186, 233-236.
- Mirmosavi, H., Jalali, M., Abakhti Garosi, H., & Khaefi, N. (2014). *Time Series Analysis of Rainfall in the Khoi Meteorology Station*, Geographical Space, 4 (47), 1-17. (In Farsi)

15. Mishra, A., & Desai, V. R. (2006). Drought forecasting using feed-forward recursive neural network, *Journal of Ecological Modeling*, 11, 127-138.
16. Mishra, A., & Singh, V. P. (2011). Review of drought modeling, *Journal of hydrology*, 403, 157-175.
17. Morid, S., Smakhtin, V., & Bagherzadeh, K. (2007). Drought forecasting using artificial neural networks and time series of drought indices, *International Journal of Climatology*, 27, 2103-2111.
18. Shafiei, M., Ghahraman, B., Ansari, M., & Sharifi, B. (2011). Stochastic simulation of drought severity based on palmer index. *Journal of water and irrigation management*, 1(1), 1-12. (In Farsi)
19. Sneyers, R. (1990). *Statistical analysis of time series of observations*. World Meteorological Organization, 143, WMO No. 415.
20. Toufani, P., Mosaedi, A., & Fakheri Fard, A. (2011). Prediction of Precipitation Applying Wavelet Network Model (Case study: Zarringol station, Golestan province, Iran). *Journal of water and soil*, 25(5), 1217-1226. (In Farsi)
21. Tsakiris, G., Nalbantis, I., & Cavadias, G. (2011). Regionalization of low flows based on canonical correlation analysis. *Advances water resources*, 34, 865-872.
22. Tsakiris, G., Nalbantis, I., Vangelis, H., Verbeiren, B., Huysmans, M., Tychon, B., Jacquemin, I., Canters, F., Vanderhaegen, S., Engelen, G., Poelmans, L., Becker, P., & Batelaan, O. (2013). A system-based paradigm of drought analysis for operational management. *Water Resource Management*, 27, 5281-5297.
23. Vangelis, H., Tigkas, D., & Tsakiris, G. (2013). The effect of ETP method on Reconnaissance Drought Index (RDI) calculation. *Journal of Arid Environment*, 88, 130-140.

Evaluation of changes trend in seasonal drought based on actual data (1980-2014) and predicted data (1980-2019) in south-west of Iran

Abdol Rassoul Zarei^{1}, Mohammad Mehdi Moghimi², Mehdi Bahrami², Mohammad Reza Mahmoudi³*

- 1. Department of Range and watershed management, College of Agricultural Science, Fasa University, Fasa, Iran.*
 - 2. Department of water engineering, College of Agriculture, Fasa University, Fasa, Iran*
 - 3. Department of statistical science. Faculty of Science. Fasa University, Iran*
- * Corresponding Author, Email: Ar_Zareiee@Fasau.ac.ir*

Received date: 19/08/2015

Accepted date: 26/07/2016

Abstract

Drought is one of the most important natural disasters that is effective in different parts such as; natural resources, surface and subsurface water resources and etc. Notice to the changes trend of drought and its forecasting, can be effective in planning of drought control and reduction of drought impact. In this study climate data of 7 stations of southwest of Iran from 1980 to 2014 was used and the Intensity of seasonal drought was calculated based on RDI index. Then drought index predicted from 2015 to 2019 using time series models and ITSM software, then the changes trend of drought based on parametric and non-parametric tests were evaluated. According to results in Abadeh, Shiarz and Fasa stations MA (5) Innovation, in Bandar Abass station AR (15) Burg, in Bandar Lengeh station AR (15) Yule-Walker, in Boushehr station MA (5) Hannan-Rissanen and in Jask station AR (13) Burg model were the best time series model that fitted in data. Correlation coefficient between observed data and predicted data, P- Value of Ljung – Box test, white noise of models and ACF and PACF Residual of models showed that predicted models were Reliable. Results showed that the changes trend of seasonal drought in all stations from 1980 to 2014 and 1980 to 2019 periods were non-significant at 0.95 level based on parametric and non parametric statistical methods. However slop of changes trend in (1980-2019) period was more than (1980-2014) period.

Keywords: *Parametric test, Non- Parametric test, Time series, Drought prediction, RDI index*