مجله مخاطرات محیط طبیعی، دوره هفتم، شماره ۱۷، پاییز ۱۳۹۷
تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۱۵
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۱۰/۰۶
صفحات: ۱۵۴ - ۱۳۷

بررسی و پیش‌بینی روند تغییرات پارامترهای اقلیمی بر دبی (مطالعه موردی: حوزه آبخیز گدارخوش)

مرتضی قیصوری[۱]، سمیه سلطانی گردفرامرزی[۲*]، محسن قاسمی[۳]

چکیده

پیش‌بینی جریان رودخانه‌ها یکی از مهم‌ترین مسائل در برنامه‌ریزی و مدیریت بهینه آن‌ها در جهت تولید انرژی برق‌آبی و تخصیص آب به منابع مصرف، محسوب می‌شود. جریان رودخانه به عنوان یکی از متغیرهای اقلیمی است که بر منابع آب یک منطقه به طور جدی اثرگذار است. در این مطالعه به منظور دست یابی به مدلی جهت پیش‌بینی و مدیریت صحیح منابع آب سطحی در مناطق خشک و نیمه خشک، ابتدا روند تغییرات پارامتری اقلیمی دما، بارش و سپس روند تغییر پارامتر هیدرولوژیکی (دبی) براساس آزمون من-کندال بررسی گردید و سپس دبی جریان ماهانه رودخانه گدارخوش در دوره آماری ۱۳۹۱-۱۳۷۰ با استفاده از سری زمانی خطی آریمای فصلی مدل‌سازی و پیش‌بینی گردید. برای بررسی ایستایی مدل از آزمون خودهمبستگی(ADF) و خودهمبستگی جزئی(PACF) استفاده شد. نتایج آزمون من کندال نشان‌دهنده رونددار بودن پارامترهای دما، بارش و دبی در ایستگاه‌های موردمطالعه در سطح اطمینان ۹۹ درصد می‌باشد، که به‌صورت افزایشی در دما و کاهشی در دبی و بارش در تمام ایستگاه‌ها مشاهده گردید. نتایج آزمون سری زمانی هم چنین نشان‌دهنده نایستایی سری جریان رودخانه بود که با آزمون تفاضل درجه‌یک، داده‌ها ایستا شدند. سپس مدل‌های مختلف به سری‌های ایستا شده برازش داده شد و درنهایت مدل (۰،۱،۱) (۱،۰،۰)ARIMA به‌عنوان مدلی مناسب جهت پیش‌بینی دبی انتخاب گردید و دبی به مدت ۴ سال از ۱۳۹۵-۱۳۹۲ پیش‌بینی شد. نتایج پیش بینی براساس مدل (۰،۱،۱) (۱،۰،۰)ARIMA در رودخانه گدارخوش حاکی از افزایش دبی در آخر دوره (سال ۱۳۹۴) بود که براساس آمار بارش سازمان هواشناسی در سال آبی ۱۳۹۵-۱۳۹۴، مدل برازش یافته پیش‌بینی دبی را به‌خوبی انجام داده است. بنابراین به‌کارگیری مدل‌های سری زمانی می‌تواند در مدیریت منابع آبی از طریق پیش‌بینی و تعیین روند تغییرات پارامترهای اقلیمی در آینده مفید باشد.

واژگان کلیدی: من کندال، دبی، معیار BIC، خودهمبستگی، سری زمانی.

[۱]- کارشناسی ارشد آبخیزداری دانشگاه اردکان morteza841.gh@gmail.com
[۲]- استادیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه اردکان (نویسنده مسئول) ssoltani@ardakan.ac.ir
[۳]- دانشجوی دکتری علوم و مهندسی آب، دانشگاه صنعتی اصفهان ghasemi1860@yahoo.com

مقدمه

در عصر حاضر تغییرات اقلیمی یکی از چالش‌های مهم زیست محیطی است، درک ما از تأثیرات بشر روی محیط، به ویژه آن‌هایی که در ارتباط با گرم شدن ناشی از افزایش گازهای گلخانه‌ای هستند، نشان می‌دهد که تعدادی از پارامترهای اقلیمی به احتمال زیاد در حال تغییر می‌باشند. بر اساس گزارش‌های علمی، متوسط دمای هوای سطح زمین طی قرن بیستم در حد ۰/۶ درجه سلسیوس افزایش یافته است و انتظار می‌رود که مقدار تبخیر نیز روندی صعودی داشته باشد. در این صورت اتمسفر قادر خواهد بود تا مقادیر بیشتری از بخارآب را جا به جا کرده و در نتیجه مقدار ریزش‌های جوی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت (اسمعیل پور و همکاران ۱۳۹۱). با توجه به اینکه ایران با داشتن متوسط بارندگی ۲۵۲ میلیمتر در سال که کمتر از یک سوم متوسط جهانی است در این کمربند اقلیمی واقع است، لذا کمبود بارندگی در آن یک واقعیت ذاتی هیدرولوژیک می‌باشد که نیازمند مدیریت یک پارچه و برنامه‌ریزی درست در راستای بهره‌مندی از آب است (علیزاده، ۱۳۹۰). نوسانات در روند متغیرهای هواشناسی از جمله بارندگی، دما و دبی یکی از ویژگی‌های چرخه اتمسفر است که در یک منطقه اثرات شدیدی بر منابع آب و خاک دارد. به منظور تعیین روند این متغیرها از روش‌های مختلفی استفاده می‌گردد. از متداول‌ترین روش‌های غیرپارامتریک در تحلیل روند سری‌های زمانی هیدرومتئولوژیکی آزمون من-کندال است. بدین منظور تعدادی از محققین از این آزمون جهت بررسی روند در داده‌های مختلف هواشناسی و هیدرومتری بهره برده‌اند. برای مثال شریفیان و حبیبی (۱۳۹۲) روند تغییرات دبی رودخانه‌های استان گلستان در پنج ایستگاه هیدرومتری با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و تحلیل رگرسیون و نقطه عطف را ارزیابی کردند و به این نتیجه رسیدند که مقادیر دبی سالانه در همه ایستگاه‌ها دارای روند نزولی در دو دهه اخیر بوده است. ترابی پوده و امامقلی زاده (۱۳۹۳) به بررسی روند تغییرات آبدهی رودخانه‌های استان لرستان با استفاده از آزمون من- کندال و TFPW پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که در اکثر ایستگاه‌ها روند تغییرات جریان عمدتاً نزولی بوده است. انصاری و همکاران (۱۳۹۵) روند تغییرات دما، بارش و دبی با استفاده از آزمون ناپارامتری من کندال در حوزه آبخیز رودخانه کاجو استان سیستان و بلوچستان را بررسی کردند. نتایج حاصل نشان داد بارش منطقه دارای روندی نزولی، دما دارای روندی صعودی، و دبی رودخانه طی این دوره آماری دارای روندی کاهشی است.

بر خلاف نمونه‌های تصادفی از یک جامعه کـه مستقل از یکدیگر هستند، داده‌های سری زمانی از هم مستقل نبوده و به طور متوالی به هم وابسته‌انـد و ایـن وابستگی بین مشاهدات، مورد توجه محققان قرار گرفته و در پـیش‌بینـی از آن استفاده می‌شود (عبداله‌نژاد، ۱۳۹۴). در این راستا مدل‌های سری زمانی قادرند در شبیه‌سازی و مدل‌سازی پدیده‌های هیدرولوژیکی مورد استفاده قرار گیرند. در ادامه به چند مورد از مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می‌گردد. خلیلی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی جریان رودخانه شهرچای ارومیه به‌وسیله آزمون‌های غیرخطی پرداختند و بیان نمودند معمولاً فرآیند حاکم بر جریان رودخانه بیشتر ماهیت غیرخطی دارد. دودانگه و همکاران (۱۳۹۱) کاربرد مدل‌های سری زمانی به‌منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب را بررسی کرده و مدل‌های مختلف سری زمانی را بر روی پارامترهای رطوبت نسبی، تبخیر، دمای هوا و سرعت باد طی سال‌های ۱۹۵۰- ۲۰۰۵ منطقه اصفهان برازش دادند و مقادیر را برای سال‌های آینده پیش‌بینی نمودند و در

نهایت به منظور بررسی تغییر اقلیم، روند مقادیر پیش‌بینی شده را با استفاده از آزمون من-کندال تعیین نمودند. ناوه و همکاران (۱۳۹۱) به پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل غیرخطی سری زمانی در رودخانه‌های باراندوزچای و شهرچای ارومیه پرداختند و نشان دادند مدل BL[1](۱،۲،۱،۱) (مدل‌های منتخب جریان رودخانه) دارای خطای کم‌تری نسبت به مدل‌های ARIMA می‌باشد. عبدالله نژاد (۱۳۹۴) برای انتخاب مناسب‌ترین روش جهت تخمین مجموع بارندگی از مدل‌های سری زمانی اتورگرسیون، میانگین متحرک و مدل‌های تلفیقی اتورگرسیون با میانگین متحرک و مدل‌های فصلی طی دوره آماری ۱۹۷۶-۲۰۱۲ در ایستگاه هاشم‌آباد گرگان استفاده کرد و به این نتیجه رسید که مدل ساریما از سایر مدل‌های سری زمانی عملکرد بهتری داشته و روند تغییرات سری زمانی را با خطای کم‌تری شبیه‌سازی می‌کند. فتحیان و همکاران (۱۳۹۵) عملکرد مدل‌های سری زمانی خطی ARMA و غیرخطی آستانه TAR در مدل‌سازی دبی روزانه را ارزیابی کرده و نشان دادند که بر اساس معیارهای ارزیابی، عملکرد مدل‌های غیرخطی آستانه ۲ و ۳ رژیمی برای همه ایستگاه‌ها دارای برتری نسبت به مدل خطی در مدل‌سازی جریان روزانه رودخانه‌های بالادست سد زرینه رود می‌باشد. خلیلی و ناظری (۱۳۹۵) ارزیابی عملکرد مدل‌های تک متغیره آرما و چند متغیره خودهمبسته با میانگین متحرک همزمان آرما (کارما) در مدل‌سازی بارش سالانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه را بررسی کرده و متذکر شدند مدل کارما نسبت به مدل آرما، به دلیل ضریب همبستگی بالاتر بین داده‌های مدل و مقادیر مشاهداتی، نتایج بهتری را نشان می‌دهد. کیم[2] و همکاران (۲۰۱۱) داده‌های بارش سالانه کشور مغولستان را با آزمون ناپارامتری من-کندال مطالعه کردند، سپس با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی و تحلیل عاملی به این نتیجه رسیدند که میزان واریانس بارش دارای روند کاهشی بوده است و در نهایت برای پیش‌بینی بارش از مدل آریما استفاده کردند. مونجوشری و شینده[3] (۲۰۱۱) با استفاده از مدل‌های سری زمانی آریما به پیش‌بینی دبی ماهانه رودخانه کنگ ساباتی در هند پرداختند و نشان دادند مدل‌های ARIMA(۲،۱،۱)(۲،۱،۲) و X12(۱،۱،۲)(۲،۱،۲)- اتورگرسیون و میانگین متحرک، دارای خطای کم‌تری نسبت به مدل‌های دیگر می‌باشند و با مقایسه این دو مدل نسبت به یکدیگر نشان دادند مدل ARIMA-x12 (۲،۱،۱)(۲،۱،۲) برای پیش‌بینی، دارای دقت بالاتری می‌باشد. ولی‌پور (۲۰۱۳) از مدل‌های آرما، آریما و مدل شبکه عصبی خود همبسته، برای مدل‌سازی جریان ماهانه ورودی به مخزن سد دز استفاده کردند. طبق نتایج حاصله افزایش مرتبه مدل‌های سری زمانی باعث بهبود دقت مدل‌سازی شده و مدل آریما نسبت به آرما با دقت بیشتری توانسته جریان ماهانه را پیش‌بینی نماید. بنی حبیب و همکاران (۲۰۱۷) به منظور شبیه سازی و پیش بینی جریان ورودی به سد دز از مدل ترکیبی DARIMA-NARX استفاده کردند. نتایج حاکی از افزایش دقت پیش‌بینی با استفاده از مدل هیبرید بود.

این مطالعه تلاش دارد با استفاده از آزمون من-کندال اصلاحی روند پارامترهای دما، بارش و دبی را در یک منطقه خشک و نیمه‌خشک بررسی و سپس براساس تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی به بررسی، مدل‌سازی و پیش‌بینی

1- Bilinear Model

2 -Kim

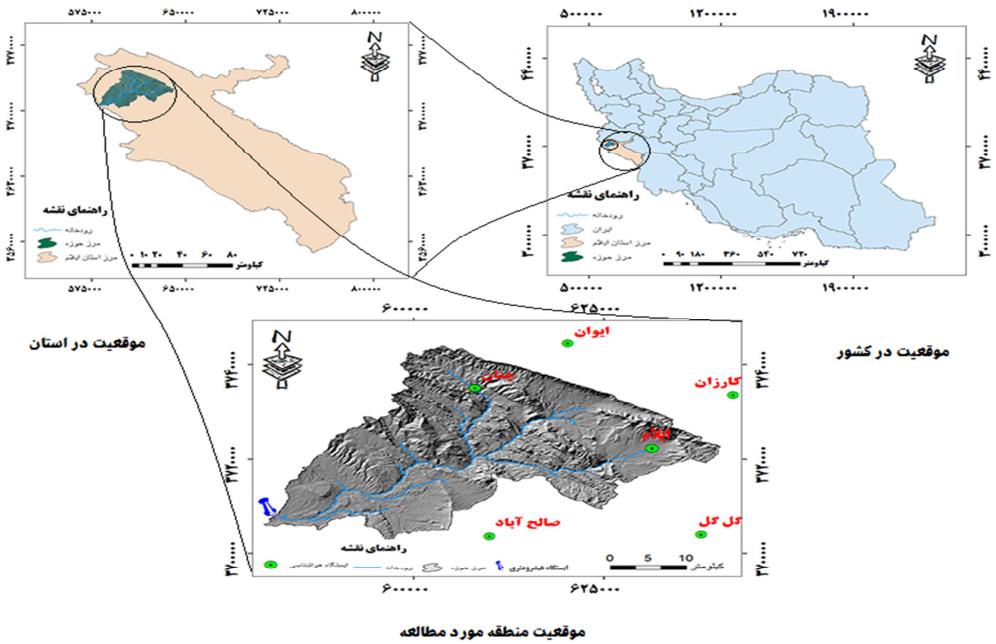
3 -Manjushree & Shinde

مقادیر دبی در سال‌های آینده بپردازد. رودخانه مورد مطالعه جزء رودخانه‌های مرزی استان ایلام بوده و تاکنون مطالعات مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی بر روی آن صورت نگرفته است و با توجه به اینکه رودخانه گدارخوش آب شرب و کشاورزی مناطق پایین‌دست خود را تأمین می‌کند و مدیریت آن در سال‌های خشکسالی و ترسالی مهم است، در نتیجه به عنوان رودخانه مورد مطالعه انتخاب گردید.

داده‌ها و روش‌ها

معرفی حوزه مورد مطالعه

حوزه آبخیز گدارخوش در محدوده جغرافیایی ′۸ °۳۳ تا ′۰۰ °۳۴ عرض شمالی و طول جغرافیایی ′۴۷ °۴۵ و ′۳۴ °۴۶ شرقی قرار دارد و مساحتی برابر با ۱۲۱۶/۵۸ کیلومترمربع دارد (شکل ۱). حوزه آبریز این رودخانه با سطح حوزه معادل ۱۲۰۲ کیلومترمربع بین سه حوزه آبریز کنجان چم، کنگیر و تلخاب واقع گردیده است. رودخانه از سه سرشاخه اصلی چوار، تنگ گراب و گلال رود تشکیل‌شده که پس از الحاق این سرشاخه‌ها به سمت جنوب غرب جریان یافته و در حوالی روستای چم سارد به رودخانه گدارخوش مشهور است.



شکل۱: موقعیت حوزه آبخیز گدارخوش در سطح کشور ایران و استان ایلام

در این تحقیق از آمار شش ایستگاه باران سنجی در داخل و خارج حوزه استفاده شد. جهت تعیین دبی از آمار دبی ایستگاه گدارخوش که در خروجی بود استفاده گردید. در این بررسی از دوره مشترک آماری ۲۲ ساله استفاده شده

است. با توجه به اینکه این رودخانه، از رودخانه‌های مرزی محسوب می‌شود تاکنون مطالعه‌ای در مورد دبی رودخانه و پارامترهای هیدرولوژیک آن انجام‌نشده است.

امروزه یکی از ابزارهای تعیین تغییرات اقلیمی تحلیل روند می‌باشد. روش‌های متفاوتی برای تعیین روند وجود دارند که به دو دسته تقسیم می‌شوند: روش پارامتریک و ناپارامتریک که در این مطالعه از آزمون ناپارامتریک من- کندال برای بررسی روند پارامترهای اقلیمی استفاده شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای اقلیمی به صورت استوکاستیک می‌باشند. به عبارت دیگر توزیع آنها به صورت تصادفی می‌باشد. لذا استفاده از روش‌های پارامتری مانند روش پیرسون برای مشخص کردن روند در این داده‌ها کار دشواری است و نتیجه حاصله چندان دقیق نخواهد بود. بنابراین از آزمون ناپارامتریک من-کندال بدین منظور بهره گرفته شده است (انصاری و همکاران، ۱۳۹۵).

آزمون من- کندال

به منظور بررسی و تحلیل روند خشکسالی‌ها در مقیاس زمانی سالانه در ایستگاه‌ها از آزمون من‌کندال استفاده شد. تست من کندال، تست ناپارامتریک رتبه مبنا جهت بررسی روند می‌باشد که توسط من و کندال ارائه شد. (من[1]، ۱۹۴۵ و کندال[2]، ۱۹۷۵). در این تست تحت فرض داده‌ها H_0 از سری که مستقل و دارای توریع یکسان می‌باشند گرفته شده اند. تست من کندال به صورت معادله‌های زیر می‌باشند:

آزمون من کندال با تعریف آماره s به‌صورت رابطه (۱) می‌باشد (یو[3] و همکاران، ۲۰۰۲).

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^{n} \operatorname{sgn}\left(x_j - x_k\right) \quad (۱)$$

که در آن xj و xi که به ترتیب i امین و j امین داده مشاهده‌ای و n اندازه نمونه(طول دوره آماری) است. تابع علامت با رابطه (۲) قابل‌محاسبه است.

$$Sgn\left(X\right) = \begin{cases} +1 & (x_i - x_k) > 0 \\ 0 & (x_i - x_k) = 0 \\ -1 & (x_i - x_k) < 0 \end{cases} \quad (۲)$$

با فرض مستقل بودن و یکنواخت بودن داده‌ها میانگین و انحراف معیار S به‌صورت رابطه (۳ و ۴) محاسبه می‌شوند:

$$E\left(S\right) = 0 \quad (۳)$$

$$v\left(s\right) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m}(i-1)(2t+5)}{18} \quad (۴)$$

1- Mann
2 -Kendall
3- Yue

که در آن، n: تعداد داده‌ها، m: تعداد گره‌ها و t: تعداد داده‌ها در هر گره است منظور از گره این است که اگر از یک مقدار داده، بیشتر از یکی وجود داشته باشد، این مقادیر مساوی، تشکیل یک گره را می‌دهند و تعداد این مقادیر مساوی در گره mام را بر t می‌باشد.

میزان نمره استانداردشده Z که همان مقدار آماره من-کندال است از رابطه (۵) قابل‌محاسبه است:

$$z = \begin{cases} \dfrac{s-1}{\mathrm{var}(s)} & s > 0 \\ 0 & s = 0 \\ \dfrac{s+1}{\mathrm{var}(s)} & s < 0 \end{cases} \qquad (۵)$$

چنانچه مقدار Z بزرگ‌تر از ۱/۹۶± باشد داده‌ها دارای روند می‌باشند و فرض صفر رد می‌شود در غیر این صورت فاقد روند است (انصاری و همکاران، ۱۳۹۵).

Z: آماره توزیع نرمال استاندارد می‌باشد و در یک آزمون دو دامنه بسته به سطوح اعتماد مورد آزمون می‌تواند مقادیر مختلفی به خود گیرد وS:پارامتر روش من -کندال است که به نحوه محاسبه آن در بالا اشاره گردید. مقدار آماره Z برای سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب برابر با ۱/۹۶ و ۲/۵۸ در نظر گرفته می‌شود.

سری زمانی

سری زمانی مجموعه‌ای از مشاهدات است که برحسب زمان (یا هر کمیت دیگر) مرتب شده باشد و معمولاً آن را به‌صورت Xt1, Xt2, ..., Xtn- نشان می‌دهند. در تحلیل یک سری زمانی چندین هدف ممکن است وجود داشته باشد این اهداف را می‌توان به صورت توصیف، تشریح، پیش‌بینی، کنترل و برازش الگو رده‌بندی کرد. مدل‌های سری زمانی در حقیقت مدل‌های تصادفی هستند که در مورد سری زمانی که شامل N مشاهده از یک جامعه نامتناهی است به‌وسیله یک فرایند تصادفی به وجود آمده است. انواع مدل‌های سری‌های زمانی عبارت‌اند از: مدل اتو رگرسیون (AR[1])، میانگین متحرک (MA[2]) و ترکیبی (ARIMA). برخی از فرآیندها وجود دارند که نه تنها واجد شرایط خودهمبستگی هستند، بلکه دارای ویژگی‌های میانگین متحرک نیز می‌باشند، در چنین مواردی از مدل‌های ترکیبی (مدل‌های اتو رگرسیون میانگین متحرک تجمعی) استفاده می‌شود. اولین گام در مدل‌سازی تعیین یا شناسایی مدل براساس ویژگی‌های سری مشاهداتی است. تحلیل تغییرات پارامترهای آماری سری نظیر میانگین، انحراف معیار و چولگی در گام نخست می‌تواند برخی ویژگی‌های مدل را آشکار کند (نیرومند، ۱۳۹۱).

1 - Autoregressive

2- Moving Average

مدل‌سازی سری زمانی

مدل خود همبسته- میانگین متحرک تلفیق‌شده ARIMA(p,d,q)

در این مدل با استفاده از توابع خودهمبستگی[1] و خودهمبستگی جزئی[2] مدل‌های سری زمانی مناسب به داده‌ها برازش داده می‌شود و با استفاده از رفتار این دو تابع خواص ایستایی و فصلی بودن داده‌ها مور دبررسی قرار می‌گیرد. مدلی که به فراوانی استفاده می‌شود مدل آریما[3](ARIMA) است (باکس و جنکینز،۱۹۷۶). دو شکل کلی مدل‌های آریما، عبارت‌اند از ARIMA غیر فصلی(p,d,q) و ARIMA فصلی ضربی (p,d,q) × (P,D,Q) است که q و p به ترتیب، پارامترهای اتو رگرسیون و میانگین متحرک غیر فصلی و P و Q پارامترهای اتو رگرسیون و میانگین متحرک فصلی است. دو پارامتر دیگر یعنی dو D پارامترهای تفاضلی برای ایستا کردن سری زمانی است. عملگر تفاضلی مورداستفاده برای سری‌های زمانی پویا عبارت‌اند از B) Δ =1− B عملگر جهش به عقب است) و Δd = (1− B)d برای تفاضل‌گیری فصلی است. این شکل از مدل‌های آریمای غیر فصلی به شکل رابطه (۶) نوشته می‌شود (نیرومند و بزرگ‌نیا، ۱۳۷۲):

$$\Phi(B)Z_t = \Phi(B)(1-B)Z_t = \theta(B)at \qquad (۶)$$

که Zt، سری‌های مشاهده‌شده،Φ(B) رتبه چندجمله‌ایp و θ (B) رتبه چندجمله‌ای q است. برای سری‌های زمانی فصلی که اغلب به‌صورت چرخه‌ای هستند، تفاضل‌گیری فصلی به‌کاربرده می‌شود که در اینجا مدل فصلی- ضربی را در رابطه (۷) خواهیم داشت (نیرومند و بزرگ‌نیا، ۱۳۷۲):

$$\varphi_p(B)\Phi_p(B^s)\Delta^d\Delta_s^D(z_t-\overline{Z}) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \qquad (۷)$$

که Θq و Φpn به ترتیب چندجمله‌ای‌های فصلی Q وP هستند. رتبه مدل‌های آریمای فصلی- ضربی به شکل (P,D,Q)*(p,d,q) می‌باشد.

برآورد پارامتر

بعد از مشخص شدن مدل، باید برآورد مؤثر از پارامترها صورت گیرد. پارامترها باید دو شرط ایستایی و معکوس‌پذیری را برای اتورگرسیون میانگین متحرک (ARIMA) داشته باشند. پارامترها باید از نظر معنی‌داری مورد آزمون قرار گیرند که در ارتباط با مقادیر خطای برآوردها و برآورد مقادیر t می‌باشد. اگر θ برآورد نقطه‌ای از پارامتر موردنظر S_θ خطای برآورد باشد، مقدار t به‌صورت رابطه (۸) خواهد بود (کارآموز و همکاران، ۱۳۹۴):

1 - Autocorrelation Function (ACF)
2 - Partial Autocorrelation Function (PACF)
3- Autoregressive Integrated Moving Average

$$t = \frac{\theta}{s_\theta} \quad (۸)$$

اگر فرض صفر با در نظر گرفتن احتمال خطای برابر یا بیشتر
از $\alpha=0.05$ شود در این صورت پارامتر، معنی‌دار خواهد بود و در مدل باقی می‌ماند.

آزمون نکوئی برازش

آزمون‌های نکوئی برازش صحت مدل‌ها را با استفاده از ابزارهایی بررسی می‌کنند. برای بررسی صحت مدل‌های برازش داده‌شده به داده‌ها، باقیمانده‌های مدل ازنظر نرمال بودن خودهمبستگی بر اساس آزمون QQ Plot[1]، شاپیرو ویلک و کلوموگروف- اسمیرنوف، مورد بررسی قرار گرفت. در این قسمت از نرم‌افزار SPSS برای بررسی نرمال بودن داده‌ها و همگنی استفاده شد و همچنین از آماره تی(T) و پی ولیو (P-VALUE) و معیار اطلاعات بیزی (BIC) [2] برای بررسی ارتباط داده‌های مشاهداتی و پیش بینی شده مورد بررسی قرار گرفت (نیرومند، ۱۳۹۱).

بررسی مناسبت مدل

بدین منظور از دو روش که مکمل یکدیگر هستند استفاده می‌شود (نیرومند، ۱۳۹۱):

- تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده (تصادفی یا ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها اثبات می‌شود).
- تجزیه و تحلیل مدل‌هایی که پارامتر بیشتری دارند.

درصورتی‌که چند مدل مناسب تشخیص داده‌شده باشد، از معیار آکائیک (AIC)[3] استفاده می‌شود. در تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده، فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها، فرض ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها، فرض استقلال باقیمانده‌ها، نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان، آزمون پرت–مانتو[4] برای هر یک از مدل‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در صورتی پذیرفته می‌شود که نقاط تقریباً در امتداد یک خط راست قرارگرفته و از توزیع یکنواختی برخوردار باشد. به‌عنوان یک روش رسمی‌تر برای آزمون فرضیه ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها از آزمون پرت مانتو که بر مبنای آماره اصلاح شده باکس–پیرسن[5] می‌باشد، استفاده می‌شود. آزمون پرت مانتو به‌صورت رابطه (۹) می‌باشد.

$$Q\,(LBQ) - n\,(n+2)\sum_{h=1}^{k}(n-h)^{-1}\rho_h^2 \quad (۹)$$

1 - Quantile-Quantile Plot
2 - Bayesian Information Criterion (BIC)
3 - Akaike Information Criterion
4 - Pert-Manto test
5 - Box-Pierson

که در آن، n: تعداد مشاهدات، P: مرتبه مدل در بخش خود همبسته، h: درجه آزادی و Q: آماره آزمون که اصلاح‌شده آن LBQ لجانگ باکس[1] است. تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع کی‌دو است.

شرط اول: هرگاه مقدار آمارهQ از مقدار متناظر کی‌دو بیشتر باشد فرض H_0 رد می‌شود یعنی داده‌ها همبسته هستند.

شرط دوم: همچنین بایستی مقدار شاخص تصحیح از مقدار $\propto$ بزرگ‌تر باشد.

نهایتاً برای سنجش دقت روش‌های مختلف پیش‌بینی از شاخص مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)[2] بر طبق رابطه (۱۰) استفاده گردید (بارن استون[3]، ۱۹۹۱):

$$RMSE=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_p - x_0\right)^2} \quad (۱۰)$$

که در آن، X_p: مقادیر تخمینی، X_o: مقادیر مشاهده‌ای و n: تعداد مشاهدات می‌باشد که با استفاده از این شاخص بین مقادیر تخمینی و مشاهده‌ای مدل برتر انتخاب گردید هر چه میزان RMSE کمتر باشد دقت مدل برآوردی بیشتر است.

نتایج و بحث

تعیین روند خشکسالی‌ها با آزمون من- کندال

پارامترهای اقلیمی با توجه به وجود یا عدم وجود روند در آن‌ها برای مدلسازی سری زمانی انتخاب شدند. برای این منظور آزمون ناپارامتری من-کندال برای تعیین روند پارامترهای اقلیمی منطقه مورد مطالعه (دما و بارش) و پارامترهای هیدرولوژیک (دبی) به کار گرفته شد. در بررسی صورت گرفته برای تغییرات بارش از ۶ ایستگاه باران‌سنجی و یک ایستگاه دمایی و برای بررسی تغییرات دبی از ایستگاه آب‌سنجی که در خروجی حوزه بود استفاده شد. سپس آزمون من-کندال بر روی سه پارامتر دما، بارش و دبی انجام شد. براساس جدول (۱) نتایج نشان دهنده شروع روند تغییرات فصلی و سالانه بارش به صورت روند نزولی بوده و در ۶۶/۶ درصد ایستگاه‌ها در فصل زمستان دارای روند منفی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۱۶/۶۶ درصد در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد. روند تغییرات بارش سالانه نیز در بعضی شرایط چنان شدید است که در ۶۶/۶ درصد ایستگاه‌ها دارای روند معنی‌دار نزولی در سطح اطمینان ۹۹ درصد و در ۳۳ درصد ایستگاه‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. هم چنین نتایج آزمون من –کندال بر روی متغیر دبی نشان می‌دهد که دبی در مقیاس فصلی هرچند روند نزولی دارد ولی در هیچ یک از فصول روند مشاهده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد و فقط در مقیاس سالانه دارای روند نزولی معنی‌دار می‌باشد (جدول۲). نتایج آزمون من کندال بر روی متغیر دما نشان می‌دهد که دما در

1 - Box Logang
2- Root Mean Squared Error
3- Barnston

مقیاس فصلی و سالانه دارای روندی صعودی ولی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بدون روند کاهشی یا افزایشی معنی‌دار می‌باشد (جدول۳).

جدول ۱: نتایج به‌دست‌آمده از آزمون روند من -کندال بر روی متغیر بارش حوزه آبخیز گدارخوش

ایستگاه	بهار		تابستان		پاییز		زمستان		سالانه	
	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s
ایلام	-۳۱	-۰/۸۴	۳۰	۰/۹۹	-۵۳	-۱/۴۶	-۷۳	-*۲/۰۳	-۱۰۳	-**۲/۸۷
ایوان	-۱۳	-۰/۳۳	۲۷	۱/۴۸	-۲۵	-۰/۶۷	-۵۷	-۱/۵۷	-۷۵	-*۲/۰۸
چنان	-۱۱	-۰/۲۲	۳۸	۱/۵۶	-۴۱	-۱/۱۲	-۷۱	-*۱/۹۷	-۸۵	-*۲/۳۶
صالح آباد	-۶۱	-۱/۶۹	۲۹	۱/۵۹	-۴۳	-۱/۱۸	-۷۱	-*۱/۹۷	-۱۱۱	-**۳/۱
کارزان	۶	۰/۱۴	۱۴	۰/۶۱	-۶۵	-۱/۸	-۷۷	-*۲/۱۴	-۹۵	-**۲/۶۵
گل گل	-۹	-۰/۲۲	۴	۰/۱۲	-۶۱	-۱/۶۹	-۹۷	-**۲/۷	-۱۰۷	-**۲/۹۸

*: روند معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد **: روند معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد

جدول۲: نتایج به‌دست‌آمده از آزمون روند من -کندال بر روی متغیر دبی حوزه آبخیز گدارخوش

ایستگاه	بهار		تابستان		پاییز		زمستان		سالانه	
	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s
گدراخوش	-۵۵	-۱/۵۲	-۲۱	-۰/۵۶	-۴۵	-۱/۲۴	-۵۷	-۱/۵۷	-۷۷	-*۲/۱۴

*: روند معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد

جدول۳: نتایج به‌دست‌آمده از آزمون روند من -کندال بر روی متغیر دما حوزه آبخیز گدارخوش

ایستگاه	بهار		تابستان		پاییز		زمستان		سالانه	
	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s	S	Z_s
گدارخوش	۲۲	۰/۵۹	۳۰	۰/۸۱	۹	۰/۲۲	۲۱	۰/۵۶	۱۵	۰/۳۹

پارامترهای توصیفی مربوط به پارامترهای مورد مطالعه در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه بالا بودن دمای منطقه و تاثیر بر دبی و عوامل اقلیمی و همچنین با توجه به این که منطقه مورد مطالعه جزء مناطق خشک و نیمه خشک کشور است، لزوم توجه به پتانسیل منطقه به خصوص در زمینه فعالیت‌های کشاورزی ضروری به نظر می‌رسد.

جدول ۴: تحلیل آماری متغیرهای اقلیمی و هیدرولوژیک حوزه آبخیز گدارخوش

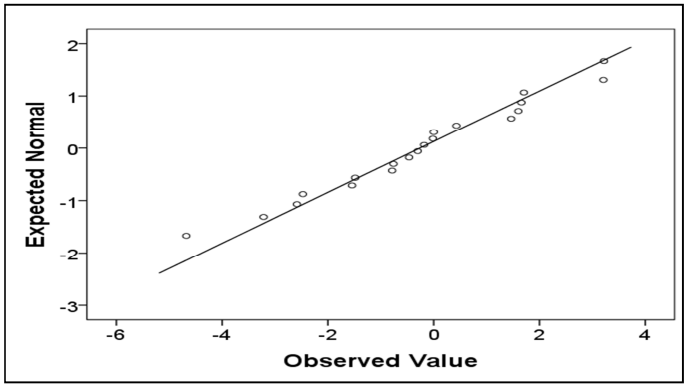
Station	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
ایلام	۲۲	۲۳۴/۷	۹۱۸/۴	۵۴۶/۹	۱۷۳/۷	-۰/۰۳۶	۰/۴۹۱	-۰/۳۵۱	۰/۹۵۳
ایوان	۲۲	۳۱۴/۱	۹۷۴	۵۹۹/۱	۱۸۵/۳	۰/۲۶۸	۰/۴۹۱	-۰/۷۰۱	۰/۹۵۳
چنان	۲۲	۲۶۵/۶	۱۰۱۲/۶	۵۸۷	۱۸۶	۰/۴۱۵	۰/۴۹۱	۰/۱۸۷	۰/۹۵۳
صالح آباد	۲۲	۱۳۴/۵	۶۱۲/۵	۳۵۴/۷	۱۲۴/۵۸	۰/۰۸۴	۰/۴۹۱	-۰/۳۴۵	۰/۹۵۳
کارزان	۲۲	۱۸۳/۴	۹۲۰/۸	۵۳۰	۱۶۶/۰۴	۰/۲۰۶	۰/۴۹۱	۰/۶۰۰	۰/۹۵۳
گل گل	۲۲	۲۱۲/۵	۹۴۰/۷	۵۲۸/۵	۱۸۴/۶۶	۰/۲۲۹	۰/۴۹۱	۰/۱۷۲	۰/۹۵۳
دبی	۲۲	۱/۵۵۹	۱۰/۸۳	۴/۲۹۲	۲/۵۲	۱/۳۴۲	۰/۴۹۱	۱/۵۵	۰/۹۵۳
دما	۲۲	۱۱/۴۹	۲۲/۴۹	۱۶/۷۵	۱/۶۵	۰/۴۴۲	۰/۴۹۱	۰/۳۶۵	۰/۹۵۳

نتایج مربوط به سری زمانی بر دبی

در این پژوهش براساس اطلاعات مربوط به سال‌های گذشته اقدام به مدل‌سازی روند تغییرات دبی رودخانه گدارخوش استان ایلام در طول ۴ سال از ۱۳۹۵-۱۳۹۱ شده است. در اولین گام داده‌ها از نظر نرمال بودن مورد بررسی قرار گرفتند (جدول ۵)، در بررسی نرمال بودن باقی مانده خود همبستگی از سه آزمون QQ Plot[1]، شاپیرو ویلک و کلوموگروف- اسمیرنوف، استفاده شد بر اساس آزمون‌های صورت گرفته میزان پی ولیو (Sig) در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بود که نشان دهنده نرمال بودن خودهمبستگی برای داده‌های باقی مانده است و بر اساس نمودار QQ Plot داده‌ها دارای پراکنش نرمالی در اطراف خط میانگین و دارای عدم چولگی می‌باشند (شکل ۲). پس از بررسی نرمال بودن برای تعیین روند تغییرات و مشخص کردن فصلی بودن و شناسایی داده‌های پرت اقدام به‌رسم نمودار مربوط به داده‌های خود همبسته برای دبی گردید. نمودار مربوط به روند تغییرات دبی برای رودخانه گدارخوش در شکل (۳) آمده است. در اولین قدم باید ناایستایی میانگین (روند) را حذف کرد که این کار از طریق معادله‌ی تفاضلی درجه اول انجام شد (شکل ۴). نمودارهای همبستگی نگار و خودهمبستگی جزئی نگار برای دبی قبل از تفاضل‌گیری و بعد از تفاضل‌گیری در شکل‌های (۵) و (۶) ارائه‌شده است،که می‌توان از طریق آن‌ها ضرایبی مناسب برای p,q را استخراج کرد.

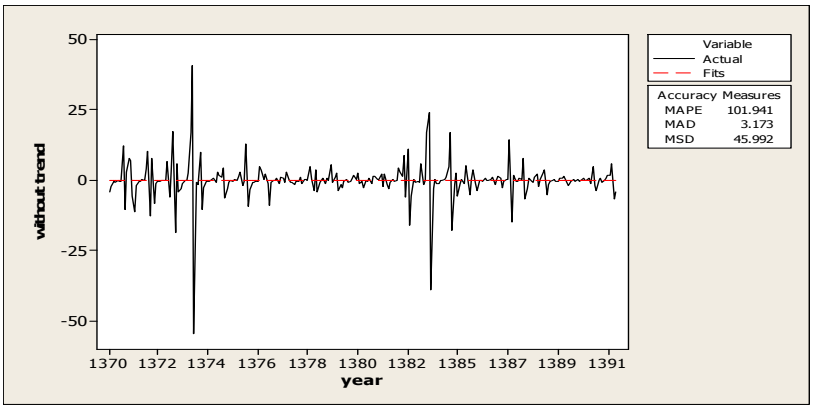
جدول ۵: وضعیت نرمال بودن برای باقی مانده خود همبستگی دبی رودخانه گدارخوش

خود همبستگی	Kolmogorov-Smirnov[a]			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
دبی	۰/۱۰۰	۲۰	۰/۲۰۰	۰/۹۷۵	۲۰	۰/۸۴۸

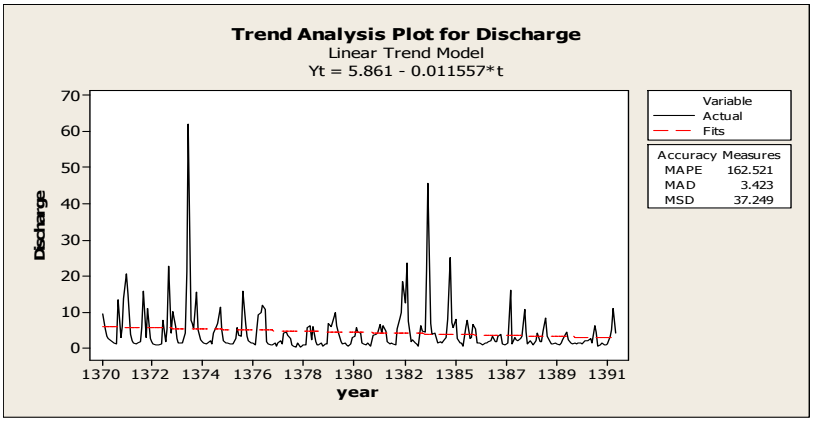


شکل ۲: نمودار QQplot مربوط به باقی مانده خودهمبستگی دبی رودخانه گدار خوش

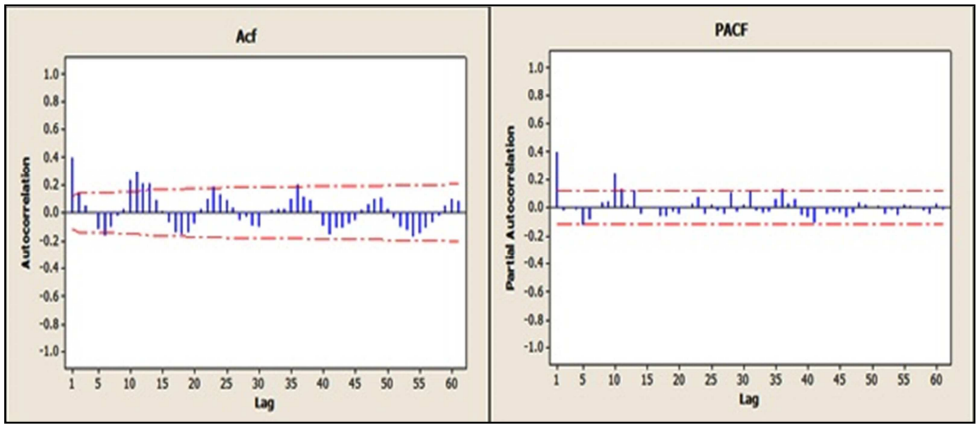
1 - Quantile-Quantile Plot



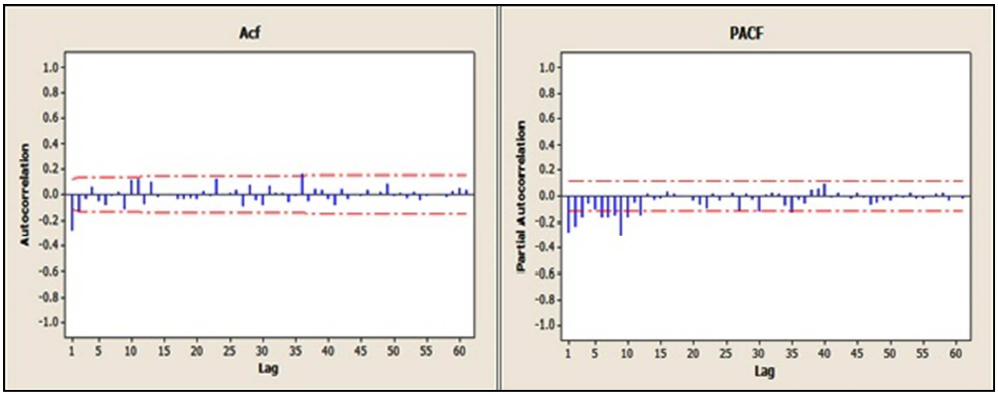
شکل۳: نمودار روند تغییرات دبی ایستگاه هیدرومتری حوزه آبخیز گدارخوش



شکل ۴: حذف روند از دادها با استفاده از تفاضل‌گیری درجه اول حوزه آبخیز گدارخوش



شکل۵: نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی قبل از تفاضل‌گیری حوزه آبخیز گدارخوش



شکل۶: نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی بعد از تفاضل گیری حوزه آبخیز گدارخوش

بر اساس نمودار خودهمبستگی در شکل (۵)، مقدار ACF به آرامی و به صورت سینوسی نزول می‌کند که این نحوه نوسان به دلیل وجود روند در سری مربوطه است. ولی نمودار خودهمبستگی پس از تفاضل‌گیری درجه اول فقط میل به تناوب دارد و حال با توجه به بررسی‌های انجام‌شده در جدول (۶)، مدل‌هایی که برازش داده شد شامل MA[1] (میانگین متحرک)، SMA[2] (میانگین متحرک فصلی)، AR[3] (اتورگرسیون) و BIC (معیار اطلاعات بیزی)، RMSE (خطای مربع میانگین ریشه) می‌باشد. با توجه به جدول (۶) تنها در مدل (۱،۱،۰)(۰،۱،۱)ARIMA مقدار قدر مطلق آماره T در تمامی پارامترها بیش از مقدار ۲ بوده، P-value کمتر از ۰/۰۵ معیار اطلاعات بیزی هر چند در سایر مدل‌ها نیز یکسان یا کمتر می‌باشد ولی به دلیل مناسب نبودن سایر شرایط (بالا بودن P-VALUE و کم بودن مقدار آماره T) رد شدند و در نهایت مدل (۱،۱،۰) (۰،۰،۱) ARIMA انتخاب گردید. بنابراین این مدل به‌عنوان مناسب‌ترین مدل جهت پیش‌بینی دبی ماهانه انتخاب شد.

1 - Moving Average
2- Seasonal Moving Average
3 - Auto regression

جدول۶: برازش مدل‌های تصادفی برای سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی کل حوزه آبخیز گدارخوش

مدل	پارامتر	P-value	T	BIC	RMSE
ARIMA (۰،۰،۳)(۰،۱،۱)	**MA1** **MA2** **MA3** **SMA12**	۰ ۰/۴۷ ۰/۹۳ ۰	-۴/۹۹ -۰/۷۱ ۰/۰۸ ۳۰	۳/۶۲	۵/۸
ARIMA (۰،۰،۱)(۰،۱،۱)	**AR1** **SMA12**	۰ ۰	۵ ۲۸/۴۲	۳/۶۱	۵/۷
ARIMA (۰،۰،۱)(۲،۱،۰)	**AR1** **SMA12** **SMA24**	۰ ۰ ۰/۱۷	۵ ۱۶/۶۹ -۱/۳۶	۳/۷۲	۶/۱۷
ARIMA (۰،۰،۱)(۳،۱،۰)	**AR1** **SMA12** **SMA12** **SMA36**	۰ ۰ ۰/۸۱ ۰/۱۲	۵/۱۲ ۱۵/۹۶ ۰/۲۴ -۱/۵۱	۳/۶۷	۵/۹۵
ARIMA (۱،۰،۱)(۰،۱،۱)	**AR1** **MA1** **SMA12**	۰/۳۶ ۰/۴۹ ۰	۰/۹۱ -۰/۶۸ ۲۹/۴۱	۳/۶۰	۵/۸
ARIMA (۱،۰،۱)(۱،۱،۱)	**AR1** **SAR12** **MA1** **SMA12**	۰/۲۶ ۰/۱۹ ۰/۵۱ ۰	۱/۱۲ -۱/۳۶ -۰/۶۵ ۲۸/۹۸	۳/۶۳	۵/۸۳
ARIMA (۰،۰،۲)(۰،۱،۱)	**AR1** **AR2** **SMA12**	۰ ۰/۴۸ ۰	۴/۹۶ -۰/۷ ۲۸/۲۷	۳/۶۱	۵/۸۴
ARIMA (۰،۰،۳)(۰،۱،۱)	**AR1** **AR2** **AR3** **SMA12**	۰ ۰/۴ ۰/۵۶ ۰	۴/۹۷ -۰/۸۴ ۰/۵۷ ۲۸/۲۷	۳/۶۲	۵/۸

بررسی مناسبت مدل

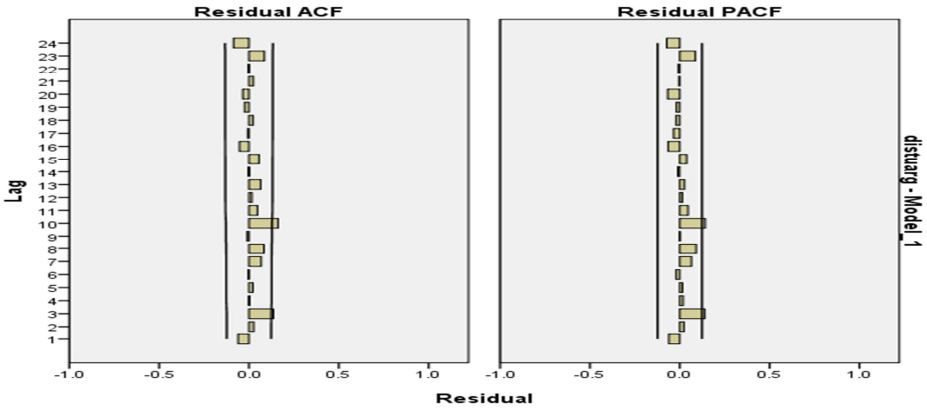
نتایج مربوط به خودهمبستگی باقی‌مانده با توجه به آماره پرت مانتو در جدول ۷ برای مدل انتخابی (۰،۱،۱) (۱،۰،۰)ARIMA نشان داده شده است. با توجه به جدول مقدار P-VALUE در تمامی تأخیرها آزمون کی‌دو بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، این نتایج نشان‌دهنده خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها است. در این آزمون هدف از تاخیرهای صورت گرفته بررسی همبستگی جزیی بین تاخیرهای مختلف و تایید فرض H_0 در مدل انتخابی می‌باشد (شکل ۷). با توجه به مدل‌های برازش داده‌شده بر روی داده‌های میانگین دبی کل، مقدار دبی کل برای ۴ سال آماری (۹۴-۱۳۹۱) پیش‌بینی شده است که در شکل (۹) نمودار مقادیر مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده توسط مدل رانشان می‌دهد.

جدول۷: نتایج آزمون پرت مانتو مدل(۰،۱،۱) (۱،۰،۰)ARIMA بر روی‌داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی کل حوزه آبخیز گدارخوش

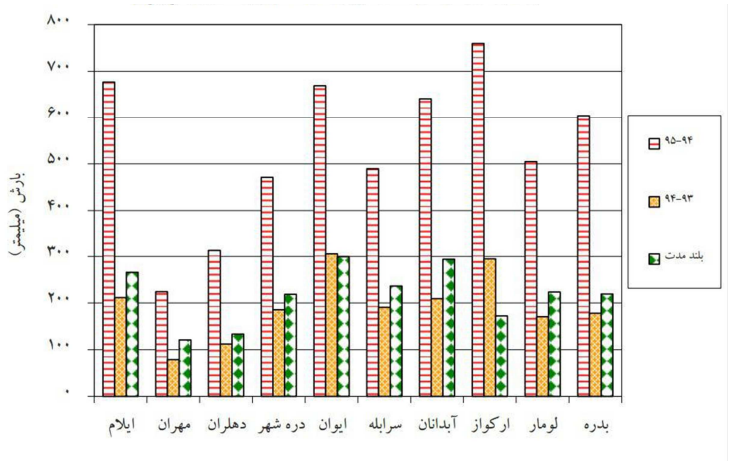
گام تأخیر	۱۲	۲۴	۳۶	۴۸
آمار مربع کای	۱۵/۸	۲۰/۴	۲۸/۵	۳۴/۵
درجه آزادی	۹	۲۱	۳۳	۴۵
P-VALUE	۰/۰۷۱	۰/۴۹۳	۰/۶۸۹	۰/۸۷۳

بررسی اعتبار سنجی مدل

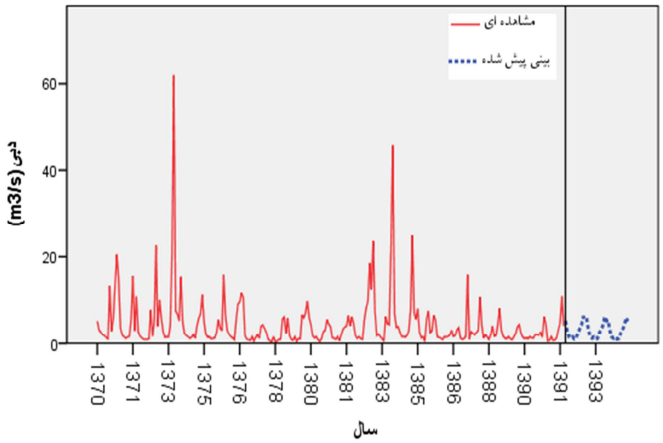
در نهایت جهت اعتبار سنجی مدل از خطای میانگین مربعات (RMSE) استفاده شد (جدول ۶)، میزان خطا برای مدل انتخابی کمتر از سایر مدل‌های برآوردی می‌باشد که بیانگر مناسب بودن مدل انتخابی در پیش‌بینی پارامتر مورد برررسی است.



شکل۷: خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای داده‌های ایستا شده میانگین دبی ماهانه ایستگاه گدارخوش براساس مدل(۰،۱،۱) ARIMA(۱،۰،۰)



شکل۸: نمودار بارندگی ایستگاه‌های استان از مهر۹۳تا۹۴



شکل۹: نمودار مقادیر پیش‌بینی شده و مشاهده‌ای برای داده‌های ایستا شده میانگین دبی ماهانه رودخانه گدارخوش براساس مدل(۰،۱،۱) ARIMA(۱،۰،۰)

نتیجه‌گیری

در این مطالعه مدل‌سازی سری زمانی برای پیش بینی دبی به منظور مدیریت و سیاست‌گذاری در زمینه منابع آب در شرایط بحرانی به کار گرفته شد. به این منظور مدل رایج باکس- جنکینس ARIMA استفاده شد. نتایج مطالعه نشان دهندۀ قابلیت بالای مدل‌های ARIMA در پیش‌بینی پارامترهای اقلیمی و هیدرولوژیک می‌باشد. در این مطالعه روند متغیرهای اقلیمی در گذشته با استفاده از آزمون ناپارامتریک من–کندال اصلاحی مورد بررسی قرار گرفت و متغیرهایی که احتمالاً در آینده روند افزایشی یا کاهشی خواهند داشت به منظور انجام مدل‌سازی انتخاب گردید تا با برازش مدل‌های سری زمانی مناسب، پیش‌بینی‌های درستی از آنها صورت گیرد و با مشخص شدن روند آنها در آینده سیاست‌ها و تصمیمات لازم در زمینه منابع آب اتخاذ گردد، نتایج آزمون من کندال بر روی پارامترهای اقلیمی و پارامتر هیدرولوژیک نشان داد که تغییرات بارش به صورت فصلی و سالانه دارای روند نزولی بوده و در ۶۶/۶ درصد ایستگاه‌ها در فصل زمستان دارای روند منفی معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵درصد و ۱۶/۶۶ درصد در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار، برای دبی در هیچ یک از فصول روند مشاهده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی-باشد و فقط در مقیاس سالانه دارای روند نزولی معنی‌دار می‌باشد و دما در مقیاس فصلی و سالانه دارای روندی صعودی ولی در سطح اطمینان ۹۵ درصد بدون روند کاهشی یا افزایشی معنی‌دار می‌باشد، جهت انتخاب مدل مناسب روند تغییرات دبی در تمام سال‌ها به‌صورت یک چرخه سینوسی است که در سال ترسالی ۱۳۷۳ یک روند افزایشی داشته است سپس روند کاهشی مشاهده شد. جهت حذف روند و انجام آزمون سری زمانی برای دبی در ایستگاه گدارخوش از تفاضل گیری درجه اول استفاده شد و آزمون نرمالیتی برای داده‌های باقیمانده خود همبستگی صورت گرفت و با توجه به توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و تأخیرهای معنی‌دار توابع مذکور، محدوده تغییرات اتورگرسیون میانگین متحرک تعیین گردید و با استفاده از معیار اطلاعاتی آکائیکه یا بیزی از ترکیب مدل‌های مختلف بهترین مدل استخراج گردید. با روش حداقل مربعات، معنی‌داری پارامترها موردبررسی قرار گرفت

که در اغلب موارد معنی‌داری آن‌ها مورد تأیید قرار گرفت (P<0.05). سپس استقلال باقیمانده‌ها با آماره جانگ -باکس مورد بررسی و تأیید قرار گرفت (P>0.05). در نهایت با استفاده از آماره‌های مختلف به تشخیص صحت مدل‌ها اقدام گردید. علت استفاده از آماره‌های متعدد وصول به اطمینان و اعتماد بالا در صحت مدل‌های انتخابی است. جهت اعتبار سنجی مدل از خطای میانگین مربعات (RMSE) استفاده شد و مدل (۱،۱،۰) ARIMA(۱،۰،۰) به دلیل کم بودن خطا و مناسب بودن سایر آماره‌ها انتخاب شد و پیش‌بینی دبی از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل انتخابی صورت گرفت. در دبی پیش‌بینی شده، در سال ۱۳۹۴ یک‌روند افزایشی مشاهده شد که بر اساس بارندگی-های اخیر در استان ایلام، حاکی از پیش‌بینی درست مدل انتخابی است و نتایج مدل‌های مختلف حاکی از دقت مدل‌های ساریما (آریمای فصلی- ضربی) برای متغیرهای دبی بوده است. نتایج تحقیقات کاویان و همکاران (۱۳۹۶)، در مدل‌سازی هیدرولوژیکی اثرات تغییرات اقلیمی بر نوسانات دبی جریان رودخانه هراز نشان دهنده افزایش دبی اوج طی دوره‌های آتی بود. آنها بیان کردند جهت جلوگیری از مخاطرات طبیعی باید به برنامه‌ریزی طولانی مدت برای تغییرات اقلیمی توجه شود که با نتایج تحقیق فوق مشابه است. بشری و وفاخواه (۱۳۸۹) به مقایسه روش‌های مختلف تحلیل سری‌های زمانی در پیش‌بینی دبی ماهانه حوضه آبریز کرخه پرداختند و مدل‌های سری زمانی آریما را به عنوان مدل مناسب معرفی کردند که با نتایج تحقیق صورت گرفته مشابه است. هم چنین نتایج تحقیق فوق با تحقیق رحیمی و همکاران (۱۳۹۳) دارای هماهنگی است. نتایج تحقیقات آنها نشان داد که مدل (۱،۱،۰) ARIMA (۱،۰،۰) به عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی مقادیر دبی کل می‌باشد. در این پژوهش نیز با توجه به نتایج به دست آمده مدل آریمای فصلی برای پیش‌بینی جریان در ایستگاه گدارخوش به‌عنوان بهترین مدل انتخاب‌شده است. به‌کارگیری مدل‌های فوق در پیش‌بینی دبی و سایر پارامترهای اقلیمی می‌تواند بر مدیریت درست و بهینه منابع آبی در سایر مناطق نیز مناسب باشد و در حفظ منابع آبی که در سال‌های اخیر با یک‌روند کاهشی روبرو بوده است، مفید باشد.

منابع

انصاری مریم؛ نوری غلامرضا، فتوحی صمد (۱۳۹۵). بررسی روند تغییرات دما، بارش و دبی با استفاده از آزمون ناپارامتری من کندال (مطالعه موردی: حوزه آبخیز رودخانه کاجو استان سیستان و بلوچستان)، پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز، سال هفتم، شماره ۱۴، صص ۱۵۲-۱۵۸.

اسمعیل پور مرضیه؛ دین پژوه یعقوب (۱۳۹۱). تحلیل بلندمدت تبخیر تعرق پتانسیل در حوضه جنوبی ارس. مجله جغرافیا و برنامه ریزی محیطی، جلد ۴۷، شماره ۳، صص ۱۹۳ تا ۲۱.

بشری مهدی؛ وفاخواه مهدی (۱۳۸۹). مقایسه روش‌های مختلف تحلیل سری‌های زمانی در پیش‌بینی دبی ماهانه حوزه آبخیز کرخه. فصلنامه مهندسی آب و آبیاری، شماره ۲، صص ۷۵-۸۶.

ترابی پوده حسن؛ امامقلی زاده صمد (۱۳۹۳). بررسی روند تغییرات آبدهی رودخانه های استان لرستان با استفاده از روشTFPW-MK ، مجله تحقیقات کاربردی علوم جغرافیایی، سال ۲۲، شماره ۳۵، صص ۹۴-۷۳.

خلیلی کیوان؛ فاخری فرد احمد؛ دین پژوه یعقوب؛ قربانی محمدعلی (۱۳۹۰). بررسی غیرخطی بودن فرآیند جریان رودخانه با استفاده از آزمون BDS (مطالعه موردی: رودخانه شهر چای ارومیه). مجله علوم و مهندسی آبیاری، جلد۲۱، شماره ۲، صص ۲۵-۳۷.

خلیلی کیوان؛ ناظری تهرودی محمد (۱۳۹۵). ارزیابی عملکرد مدل های ARMA و CARMA در مدل سازی بارش سالانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه. فصلنامه دانش آب و خاک، سال ۲۶، شماره ۲، صص ۱۳-۲۸.

دودانگه اسماعیل؛ عابدی کوپائی جهانگیر؛ گوهری سید علیرضا (۱۳۹۱). کاربرد مدل‌های سری زمانی به‌منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب. مجله علوم آب‌وخاک-علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، جلد۱۶، شماره ۵۹، صص ۷۴-۵۹.

رحیمی لیلا؛ دهقانی امیر احمد؛ قربانی خلیل؛ عبدالحسینی محمد (۱۳۹۳). تحلیل مقایسه ای مدل های سری های زمانی داده های دبی کل، دبی پایه و جریان سطحی (مطالعه موردی: ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه). نشریه پژوهش های حفاظت آب و خاک، جلد ۲۱، شماره۳، صص ۷۳-۵۵

شریفیان حسین؛ حبیبی علی (۱۳۹۲). بررسی اثر تغییر اقلیم بر روند تغییرات منابع آب سطحی در بخشی از حوزه استان گلستان، اولین همایش ملی چالش‌های منابع آب و کشاورزی، اصفهان، انجمن ملی آبیاری و زهکشی ایران، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، ص۳۰-۲۱.

عبدالله‌نژاد کامل (۱۳۹۴). مدل های سری زمانی در پیش‌بینی بارندگی ماهانه (مطالعه موردی: ایستگاه هاشم آباد گرگان). مجله آمایش جغرافیایی فضا، سال پنجم، شماره هفدهم، صص ۱۵-۲۵.

علیزاده امین (۱۳۹۰). اصول هیدرولوژی کاربردی. انتشارات دانشگاه امام رضا (ع). چاپ سی و دوم. ۸۰۰ صفحه.

فتحیان فرشاد؛ فاخری فرد احمد؛ دین پژوه یعقوب؛ موسوی ندوشنی سید سعید (۱۳۹۵). ارزیابی عملکرد مدل های سری زمانی خطی ARMA و غیرخطی آستانه TAR در مدل سازی دبی روزانه، نشریه آب و خاک، سال سی ام، شماره ۵، صص ۱۴۴۰-۱۴۶۰.

کارآموز محمد؛ عراقی‌نژاد، شهاب (۱۳۹۴). هیدرولوژی پیشرفته. انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر. چاپ سوم. ۴۸۰ ص.

کاویان عطالله؛ نامدار مریم؛ گلشن محمد؛ بحری معصومه (۱۳۹۶). مدلسازی هیدرولوژیکی اثرات تغییر اقلیمی بر نوسانات دبی جریان در رودخانه هراز. مجله مخاطرات طبیعی، سال ۶. شماره ۱۲. صص ۱۰۴-۸۹.

ناوه هادی؛ خلیلی کیوان؛ اعلمی محمد تقی؛ بهمنش جواد (۱۳۹۱). پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل غیرخطی سری زمانی دو-خطی (مطالعه موردی رودخانه‌های باراندوزچای و شهرچای ارومیه). مجله آب و خاک، جلد ۲۶، شماره ۵، صص ۱۳۰۷-۱۲۹۹.

نیرومند حسینعلی؛ بزرگ نیا ابولقاسم (۱۳۷۲). مقدمه‌ای بر سری‌های زمانی. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. چاپ اول، ۲۸۹ صفحه.

نیرومند حسینعلی (۱۳۹۱). تحلیل سری های زمانی: روش‌های یک‌متغیری و چندمتغیری. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. ویرایش دوم. ۶۰۲ صفحه.

Banihabib, M.E. Ahmadian, A. Jamali, F.S. (2017). Hybrid DARIMA-NARX model for forecasting long-term daily Inflow to Dez reservoir using the North Atlantic Oscillation (NAO) and rainfall data. GeoResJ. Volume 13: 9-16.

Barnston, A.G. (1991). An empirical method of estimating rain gauge and radar rainfall measurement bias and resolution. Journal of Applied Meteorology and Climatology, Volume 30: 282–296.

Box, G.E.P. Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis, Forecasting, and Control. Revised ed., Holden-Day, San Francisco

Kendall, M. (1975). Rank Correlation Methods, Griffin, London.

Kim, B. Hossein, B. Choi, G. (2011). Evaluation of temporal-spatial precipitation variability and prediction using seasonal ARIMA Model in Mongolia, KSCE Journal of Civil Engineering, Volume 15:917-925.

Manjushree, R. Shinde, V. (2011), Application of software packages for monthly streamflow forecasting of Kangsabati River in India. International Journal of Computer Applications, Volume 20, number 3: 7-14.

Mann, H. B. (1945). Nonparametric tests against trend. Econometrica. Volume 13:245-259.

Valipour, M. Banihabib, M.E. Behbahani, S.M.R. (2013), Comparison of the ARMA, ARIMA, and the autoregressive artificial neural network models in forecasting the monthly inflow of Dez dam reservoir. Journal of Hydrology, Volume 476: 433-441.

Yue, S. Pilon, P. Phinney, B. Cavadias, G. (2002). The influence of autocorrelation on the ability to detect a trend in hydrological series. Hydrological Processes, Volume 16, number 9:1807-1829.

Investigation and prediction of the changing trend of climate parameters on Discharge (Case Study: Godarkhosh Subbasin)

Morteza Gheisoori[1], Somayeh Soltani-Gerdefaramarzi*[2], Mohsen Ghasemi[3]

Received: 05-03-2017 Accepted: 27-12-2017

Abstract

Predicting of the river discharge is one of the most important issues in the planning and management of water resources in terms of energy generation, water allocation and use of water resources. In this study, the trend of climate parameters such as temperature and precipitation and so discharge as a hydrologic parameter were investigated based on the Mann-Kendall test and then was modeled and predicted the discharge of monthly streamflow Godarkhosh in the period 1992-2012, using linear time series SARIMA. To investigate the static model, tests autocorrelation (ADF) and partial autocorrelation (PACF) were used. The results of the Mann-Kendall test indicated the temperature parameter has an increasing trend and precipitation and discharge parameters showed reduction trend at all stations of the studied area at 99% confidence level. Also, the result of time series model indicated that the time series data of river flow were non-static data that with the differencing method, the non-static data transformed into static data. Then different models were fitted into static series to estimate the river flow and finally, model ARIMA (1, 0, 0) (0, 1, 1) was selected as an appropriate model to predict discharge and the river flow was predicted for 4 years from 2013 to 2016. The results showed that the discharge has increased at the end of the period, in which the model estimated river flow as well based on rainfall data from Meteorological Organization in the 2015-2016 year. Therefore, application of time-series models in water resources management can be useful.

Keywords: Man-Kendal, Discharge, BIC criterion, Autocorrelation, Time series.

[1]- Graduated Student, Faculty of Agricalture and Natural Resource, Ardakan University, Iran.
[2]*- Assistance Professor, Faculty of Agricalture and Natural Resource, Ardakan University, Iran. Email: ssoltani@ardakan.ac.ir
[3]- PhD Student of Water Engineering, Isfahan University of Technology, Iran.