

ارزیابی مدل‌های سری زمانی SARIMA در برآورد جریان ماهانه در ایستگاه

هیدرومتری ایدنک

عباس احمدپور^۱، حسین فتحیان^{۲*} و جبرائیل قربانیان^۳

- ۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه زابل، زابل، ایران.
 ۲- گروه مهندسی منابع آب، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران.
 ۳- گروه هیدروژئومورفولوژی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران.

* نویسنده مسئول: Fathian.h58@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۲۵

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۱۲

چکیده

دبی جریان آبراهه‌ها از جمله مهمترین داده هیدرولوژیکی هستند و به عنوان اطلاعات پایه در بسیاری از فعالیت‌های مرتبط با منابع آب در نقاط مختلف جهان استفاده می‌شوند. یکی از ابزارهای مهم در مدلسازی فرآیندهای هیدرولوژیکی استفاده از مدل‌های سری زمانی است. جریان آبراهه برآوردشده با استفاده از مدل‌های سری زمانی در مطالعات مختلفی نظیر خشکسالی، سیلاب، طراحی سیستم‌های مخازن و مدیریت منابع آب قابل استفاده می‌باشد. این امر بخصوص در مناطق خشک اهمیت بیشتری دارد. در این مقاله به ارزیابی دقت مدل‌های سری زمانی SARIMA در برآورد جریان ماهانه در ایستگاه هیدرومتری ایدنک پرداخته می‌شود. برای این منظور از داده‌های دبی جریان ماهانه این ایستگاه به مدت ۳۰ سال، طی سال‌های (۱۳۹۰-۱۳۶۱) استفاده شده است. برای صحت‌سنجی مدل‌های سری زمانی SARIMA برازش یافته، از مقادیر آماره آزمون پورت مانو، و باقی‌مانده‌ای توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی استفاده شد و برای انتخاب بهترین مدل SARIMA، از معیار اکائیکه اصلاح‌شده (AIC) و معیار بیزین شوارتز (SBC) بهره گرفته شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که از بین مدل‌های مناسب برازش یافته بر دبی جریان ماهانه در ایستگاه هیدرومتری ایدنک، مدل‌های SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)12، SARIMA(2,0,2)*(2,0,2)12 و SARIMA(1,0,2)*(2,0,2)12 به ترتیب در اولویت اول، دوم و سوم از لحاظ دقت در برآورد دبی جریان برخوردار می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: برآورد، جریان آبراهه ماهانه، سری‌های زمانی، مدل SARIMA، خودهمبستگی.

مقدمه

برآورد جریان رودخانه‌ها با توجه به اهمیت آن در طراحی تأسیسات آبی، آگیری از رودخانه‌ها، برنامه‌ریزی بهره‌برداری از مخازن سدها و کنترل فرسایش و رسوب رودخانه‌ها از دیرباز مورد توجه مهندسان آب بوده است. از سوی دیگر با توجه به محدودیت منابع آب‌های شیرین قابل استحصال، پیش‌بینی هرچه دقیق‌تر دبی جریان و تغییرات آن در طول رودخانه از ارکان اساسی برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب سطحی است (Nayk et al., 2005). همچنین تحلیل روند و پیش‌بینی دبی رودخانه به‌خصوص دبی پایه رودخانه‌ها از اهمیت ویژه‌ای در مدیریت بهینه منابع آب برخوردار است. برای پیش‌بینی جریان رودخانه‌ها مدل‌های مختلفی وجود دارد. رایج‌ترین این مدل‌ها شامل مدل‌های قطعی، مدل‌های احتمالاتی، مدل‌های فیزیکی و مدل‌های مفهومی می‌باشند. مدل سری زمانی یکی از مدل‌های احتمالاتی به علت وجود اجزای تصادفی مجموعه مقادیر ورودی موردنیاز همان داده‌های خروجی را تولید نمی‌کند. یکی از مزایای مدل‌های سری زمانی تعداد کمتر داده‌های موردنیاز این‌گونه مدل‌ها در مقایسه با مدل‌های دیگر است. تحلیل و مدل‌سازی سری زمانی به دلیل توانایی در تحلیل داده‌ها از کاربرد گسترده‌ای در پژوهش‌های هیدرولوژی و منابع آب برخوردار بوده است. از آنجا که متغیرهای تعیین‌کننده بیشتر سری‌های زمانی از عوامل طبیعی تأثیر می‌پذیرند، این سری‌ها به‌طور عمده نوعی مؤلفه فصلی را نشان می‌دهند. مثلاً سری‌های هیدرولوژی نظیر بارندگی، درجه حرارت، دبی رودخانه‌ها و چشمه‌ها دارای مؤلفه تناوب فصلی با دوره ۱۲ ماهه هستند (نیرومند، ۱۳۹۱). تحلیل سری‌های زمانی ابزاری قدرتمند در طراحی و مدیریت بهینه منابع آب می‌باشند که بررسی نوسانات اقلیمی را ممکن ساخته و بیشتر برای تولید داده، برآورد داده‌های مفقود و تطویل داده‌ها به‌کاربرده می‌شود. تاکنون مطالعات متعددی با هدف مدل‌سازی متغیرهای هواشناسی و هیدرولوژی صورت گرفته که در این زمینه می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود:

ناوه و همکاران (۱۳۹۱) به پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل غیرخطی سری زمانی (دوخطی) در رودخانه‌های باراندوز و شهر چای ارومیه پرداختند و نشان دادند مدل غیرخطی (۲،۱،۱،۱) BL دارای خطای کمتر نسبت به مدل‌های ARIMA می‌باشند. Thomas و همکاران (1969) جزء اولین کسانی هستند که از مدل‌های خود همبسته در تحلیل جریان‌های رودخانه استفاده کردند و شاید بتوان گفت اولین گام مهم کاربرد عملی سری‌های زمانی در هیدرولوژی توسط McKerchar و همکاران (۱۹۷۴) برداشته شد که با توجه به وجود ویژگی‌های فصلی - ضربی ARIMA را جهت شبیه‌سازی رودخانه انتخاب نمودند. Jain و همکاران (۱۹۹۹) شبکه عصبی مصنوعی و مدل سری زمانی ARMA را جهت پیش‌بینی آبدهی ورودی به مخزن اورپسا در هند بکار بردند که عملکرد شبکه عصبی بسیار مناسب گزارش شده

است. Komornik و همکاران (۲۰۰۶) به مقایسه و پیش‌بینی کارایی مدل‌های هیدرولوژیکی سری‌های زمانی در جمهوری چک پرداختند که نتایج آن‌ها کارایی زیاد مدل‌های مذکور در پیش‌بینی فرآیندهای هیدرولوژیکی را بیان می‌کند. بشری و وفاخواه (۱۳۸۹) به مقایسه روش‌های مختلف تحلیل سری‌های زمانی در پیش‌بینی دبی ماهانه حوضه آبریز کرخه پرداختند. آنها داده‌های دبی ماهانه ۲۱ ایستگاه هیدرومتری را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که مدل‌های ARMA با مرتبه بالا، دقت بیشتری در مدل‌سازی دارند. نیک‌منش و همکاران (۲۰۱۰) به مقایسه بین توانایی نظریه موجک و سری زمانی در مدل‌سازی داده‌های بارندگی مناطق سعادت شهر و ارسنجان استان فارس پرداختند و نشان دادند که تئوری موجک نسبت به مدل‌سازی دارای خطای کمتری می‌باشد و پیش‌بینی دقیق‌تری را حاصل می‌نماید Hasanah و همکاران (۲۰۱۳) برای پیش‌بینی سیلاب از مدل تابع انتقال استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که مدل تابع انتقال نسبت به مدل سری زمانی ARIMA پیش‌بینی بهتری دارد. در این تحقیق، تلاش بر این است که دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک به وسیله یکی از مدل‌های آماری موسوم به مدل‌های فصلی SARIMA مدل‌سازی شود و دقت این مدل در برآورد دبی جریان ماهانه در ایستگاه مذکور بررسی شود.

منطقه مورد مطالعه

حوضه مارون با مساحت حدود ۳۸۲۴ کیلومترمربع در مختصات جغرافیائی (۴۹°۵۰') تا (۵۱°۱۰') طول شرقی، (۳۰°۳۰') تا (۳۱°۲۰') عرض شمالی و در ارتفاعات شهرستان بهبهان در استان خوزستان واقع شده است. حوضه آبریز مارون توسط حوضه‌های آبریز رودخانه‌های زهره و کارون در استان خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد احاطه گردیده است. آب و هوای حوضه کارون متأثر از عرض کم جغرافیایی، تغییرات ارتفاع در مناطق مختلف (صفر تا بالغ بر ۳۶۰۰ متر از سطح دریا) و بالاخره مجاورت با خلیج فارس در بخش‌های جنوبی آن است. میانگین بارندگی سالانه در حوضه مارون از حدود ۱۵۰ میلیمتر در جلگه‌های پست ساحلی تا حدود ۹۰۰ میلیمتر در ارتفاعات شمالی تغییر می‌یابد و رژیم این بارش‌ها مدیترانه‌ای است، حداکثر نزولات جوی در فاصله ماه‌های آذر تا اسفند رخ می‌دهد. فصل خشک حوضه طولانی است و در مناطق کم ارتفاع از اردیبهشت تا پایان مهرماه ادامه می‌یابد. بخش عمده حوضه آبریز رودخانه مارون را مناطق کوهستانی تشکیل می‌دهد. از این میان بخش‌های شمالی و شرقی به ترتیب نسبت به بخش‌های دیگر ارتفاع بیشتری دارند. در این مقاله از مقادیر دبی جریان ماهانه در ایستگاه هیدرومتری ایدنک در یک دوره ۳۰ ساله از سال ۱۳۶۱ تا سال ۱۳۹۰ استفاده شده است. ایستگاه ایدنک در ارتفاع ۵۶۰ متر از سطح دریا در موقعیت ۲۴°۵۰' طول جغرافیایی و ۳۶°۳۰' عرض جغرافیایی قرار دارد. مشخصات آماری سری زمانی جریان در ایستگاه مورد مطالعه در جدول ۱ آورده شده است. شکل ۱،

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad \text{رابطه ۱:}$$

که $\theta(B)$ و $\phi(B)$ به ترتیب چند جمله‌ای های مرتبه q و p هستند. $\Theta(B^S)$ و $\Phi(B^S)$ به ترتیب چند جمله‌ای بر حسب B^S از درجه P و Q هستند. p مرتبه خودهمبسته غیر فصلی، d تعداد تفاضل گیری غیر فصلی، q مرتبه میانگین متحرک غیر فصلی، P مرتبه خودهمبسته فصلی، D تعداد تفاضل گیری فصلی، Q مرتبه میانگین متحرک فصلی و S طول فصل می باشد. ∇^d عملگر غیر فصلی و ∇_S^D عملگر فصلی است. مدل های سری زمانی شامل چهار مرحله است که به صورت تکراری انجام می شود که عبارتند از:

۱- مرحله شناسایی الگو: در این مرحله با رسم نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) ایستایی در میانگین و واریانس داده‌ها مورد ارزیابی قرار می گیرد. تابع خودهمبستگی (ACF) یکی ابزارهای بسیار مهم برای امتحان وابستگی داده‌ها، می باشد. این تابع، همبستگی میان مشاهدات را در فواصل مختلف اندازه می گیرد و جهت بررسی یک سری زمانی واحد در قلمرو زمان بکار می رود. این تابع، اغلب اطلاعاتی از الگوی احتمالی که داده‌ها را تولید می کند به ما ارائه می دهد که از آن برای تشخیص و برازش مدل استوکاستیکی مناسب برای داده‌ها استفاده می شود. علاوه بر خودهمبستگی میان (x_t, x_{t+k}) ، اگر همبستگی میان (x_t, x_{t+k}) بعد از حذف وابستگی خطی مشترک میان متغیرهای $(x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+k-1})$ مدنظر باشد، از تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) استفاده می شود. رفتار این توابع در نمودار همبستگی نگار به عنوان یکی از مهم ترین معیارها برای تخمین الگوی سری زمانی می باشد. در صورت نایستایی ابتدا سری موردنظر با استفاده از سری تفاضلی مناسب و تبدیل داده‌ها از روش باکس- کاکس در میانگین و واریانس پایدار شده، سپس سری ایستا می گردد. بنابراین، در این مرحله با آنالیز واریانس داده‌های تفاضل شده و همچنین با استفاده از نمودارهای PACF و ACF، مرتبه‌های p ، q و P ، Q تعیین می شود.

۲- برازش الگو (برآورد پارامترها) : در این مرحله با شناسایی الگوهای مناسب در مرحله قبل، برای مقایسه چند الگو و انتخاب بهترین آنها می توان از معیار اطلاعات آکائیکه (1AIC) استفاده کرد معیار آکائیکه اصلاح شده (AIC) از رابطه ۲ محاسبه می شود. علاوه بر معیار آکائیکه اصلاح شده از معیار بیزین شوارتز (2SBC) استفاده می شود که بصورت رابطه ۳ می باشد.

^۱ Akaike Information Criterion

^۲ Schwartzs Bayesian Criterion

$$AIC = n \times \ln \left(\frac{2mRSS}{n} \right) + 1 + 2m$$

رابطه ۲:

$$SBC = n \times \ln(MSE) + 2m \times \ln(MSE)$$

رابطه ۳:

که در آن n تعداد کل داده‌ها، $m = (p + q + P + Q)$ و RSS ریشه مجموع مربعات باقی‌مانده‌ها و MSE میانگین مربعات باقی‌مانده‌ها است. مدلی انتخاب می‌شود که کمترین مقدار AIC و SBC را داشته باشد.

۳- تشخیص درستی الگو: جهت بررسی درستی مدل، نمودار باقیمانده‌ها از نظر نرمال بودن و ایستایی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

۴- پیش‌بینی: با استفاده از تبدیل باکس-کاکس، مقادیر سری داده‌های پیش‌بینی‌شده به مقادیر دبی تصحیح می‌شوند. نتایج بدست‌آمده به‌عنوان داده‌های نهایی دبی پیش‌بینی‌شده برای سال‌های موردنظر ارزیابی می‌شوند. جهت مدل‌سازی داده‌های می‌توان از نرم‌افزار Minitab استفاده کرد که اساس کار آن همان شیوه تکراری باکس-جنکینز می‌باشد. در کنار روش‌های نموداری یک آزمون مفید برای آزمون نکویی برازش مدل آزمون پورت مانتو^۳ است. این آزمون از خودهمبستگی باقیمانده‌ها برای بررسی فرضیه صفر توأم $H_0: P_1 = P_2 = \dots = P_K = 0$ استفاده می‌کند که شکل کلی آن بصورت زیر است:

$$Q = n \sum_{k=1}^L r_k^2 (\varepsilon_t) \quad \text{رابطه ۴:}$$

که در آن n تعداد داده‌ها، L حداکثر تاخیر در نظر گرفته شده، r_k ضریب همبستگی در تاخیر k ام و ε_t سری باقیمانده مدل می‌باشد. این آماره آزمون، آماره Q اصلاح‌شده یا همان LBQ است و تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع χ^2_{k-m} است. m تعداد پارامترهای برآورد شده در مدل می‌باشد. هرگاه مقدار آماره Q از مقدار متناظر جدول کی‌دو بیشتر باشد فرضیه H_0 رد می‌شود. گاهی فرضیه H_0 را فرضیه کفایت مدل نیز می‌نامند (صادقی و همکاران، ۱۳۹۴).

نتایج و بحث

اگر یک سری زمانی دارای تغییرات فصلی باشد، در نتیجه همبستگی نگار آن هم متناوب خواهد بود. این تابع، اغلب بینشی از الگوی احتمالی که داده‌ها را تولید می‌کند، به ما ارائه می‌دهد که از این امر برای تشخیص و برازش مدل استوکاستیکی مناسب داده‌ها، استفاده می‌شود. در این پژوهش سعی شده که بهترین مدل آماری برای پیش‌بینی دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک برای سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۰ شناسایی گردد. شکل‌های ۲ و ۳ نمودار تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی را که تغییرات فصلی کاملاً در آن مشهود است را نشان می‌دهند. همچنین شکل ۴

نمودار سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه ایدنک را پس از ایستایی در میانگین و واریانس، شکل ۵ نتایج حاصل از تبدیل باکس-کاکس بر روی دبی جریان ماهانه رانشان می‌دهد. همچنین برای انتخاب بهترین مدل از دیدگاه استفاده از حداقل پارامترهای تخمینی از معیار آکائیکه اصلاح شده استفاده می‌شود. جدول ۲ خلاصه‌ای از پارامترهای آماری مدل SARIMA برتر برآزش یافته و معیارهای آکائیکه بر روی دبی ماهانه ایدنک را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ذکر شد یکی از روش‌های صحت‌سنجی الگوهای برآزش شده بر سری، تجزیه و تحلیل باقی‌مانده‌های الگو است. یک روش منطقی آزمون خطای مدل، آزمون نرمال بودن داده‌ها همچنین رسم توابع خودهمبستگی باقی‌مانده‌های مدل می‌باشد. اگر مدل برآزش شده مدل مناسبی باشد تابع خودهمبستگی نمونه‌های مانده هیچ ساختاری را نشان نمی‌دهند و به عبارت دیگر برای تمام تأخیرها در بازه اطمینان قرار می‌گیرند. در شکل ۶ توابع خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها برای مدل SARIMA برتر برآزش یافته نشان داده شده است. به‌هرحال، می‌توان مستقل بودن مانده‌ها را با توجه به حدود همبستگی پذیرفت. ملاحظه می‌گردد که فرض نرمال بودن باقی‌مانده درست است. روش مرسوم برای بررسی مناسب بودن مدل که بر مبنای خودهمبستگی‌های باقی‌مانده‌هاست، آزمون پورت مانتو است. مقادیر آماره آزمون پورت مانتو ($Q(r)$) ایستگاه مورد مطالعه برای مدل‌های آماری SARIMA برتر برآزش یافته در جدول ۲ آورده شده است. برای قضاوت در مورد فرضیه H_0 مقدار آماره بدست آمده از پورت مانتو با مقدار λ^2 در سطح معنی‌داری ۵ درصد مقایسه گردید و همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود این آماره از مقدار متناظر λ^2 در ایستگاه کمتر است. جزء فصلی (P, D, Q) و جزء غیر فصلی (p, d, q) برای بهترین مدل برآزش یافته برای دبی جریان ماهانه ایستگاه در جدول ۲ آورده شده است. با استفاده از مدل‌های تعیین‌شده و بکارگیری از نرم‌افزار Minitab از داده‌های دبی جریان ماهانه در دوره زمانی ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۴ برای واسنجی کردن مدل SARIMA و به دست آوردن بهترین مدل مناسب استفاده شد. همچنین از داده‌های بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ برای صحت‌سنجی مدل‌های کالیبره شده استفاده شد. رابطه خط رگرسیون بین مقادیر دبی جریان ماهانه مشاهداتی و مقادیر برآوردشده با استفاده از چهار مدل مذکور به دست آورده شد، که نتایج مربوطه در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج بدست آمده از بررسی همبستگی مقادیر دبی جریان ماهانه مشاهداتی و برآوردشده با مدل‌های SARIMA، نشان می‌دهد که مدل $SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)_{12}$ با R^2 و SBC به ترتیب برابر با ۰/۶۹ و ۷۸/۲۴ در اولویت اول، $SARIMA(2,0,2)*(2,0,2)_{12}$ با R^2 و SBC به ترتیب برابر با ۰/۶۷ و ۹۳/۰۷ در رتبه دوم، مدل $SARIMA(1,0,2)*(2,0,2)_{12}$ با R^2 و SBC به ترتیب برابر با ۰/۶۵ و ۱۲۹ دارای اولویت سوم مدل می‌باشد. همچنین شکل ۷ نمودار پراکندگی بین مقادیر دبی جریان مشاهداتی و برآوردشده برای مدل‌های برتر SARIMA برآزش یافته بر

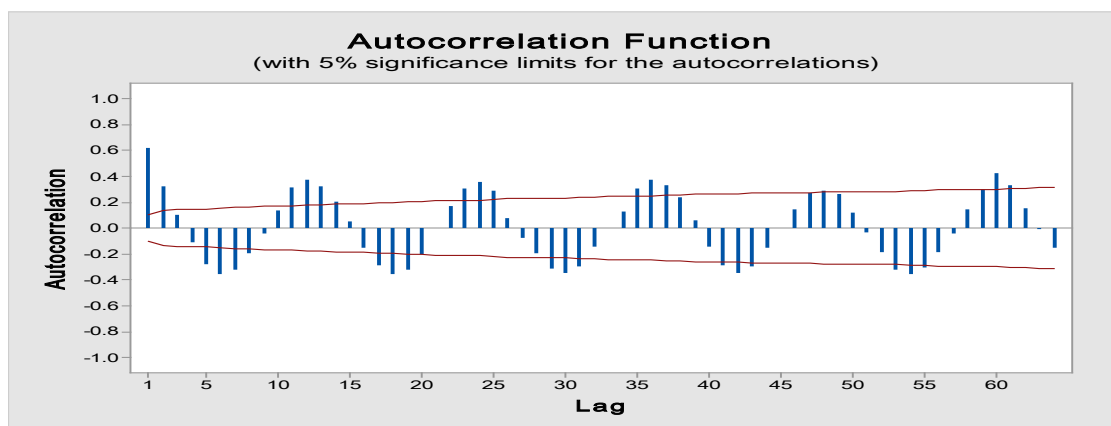
دبی جریان ماهانه ایستگاه ایدنک را نشان می‌دهد. یافته‌های این پژوهش با نتایج بشری و وفاخواه (۱۳۸۹) مبنی بر اینکه که مدل‌های ARMA با مرتبه بالاتر، دقت بیشتری در مدل‌سازی برخوردار هستند، مغایرت دارد.

جدول ۲: پارامترهای مدل $SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)_{12}$ برازش یافته بر دبی جریان ماهانه ایستگاه ایدنک.

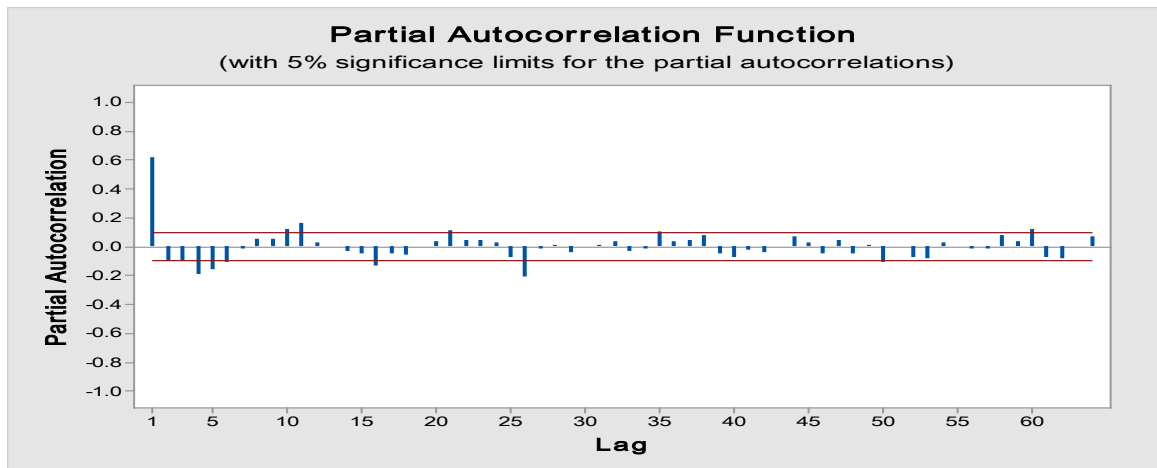
AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
۵۴/۱۳۴	۷۸/۲۴	۱۲/۵۹	۶/۴	-۰/۴۸۱۹	۰/۴۲۸۵	-۰/۱۵۶۳	-۰/۶۳۶۷	-	۰/۸۷۶۲	-	۰/۴۲۶۳

جدول ۳: معادله خط رگرسیون بر مقادیر دبی جریان مشاهداتی و برآوردشده با مدل‌های مختلف سری زمانی

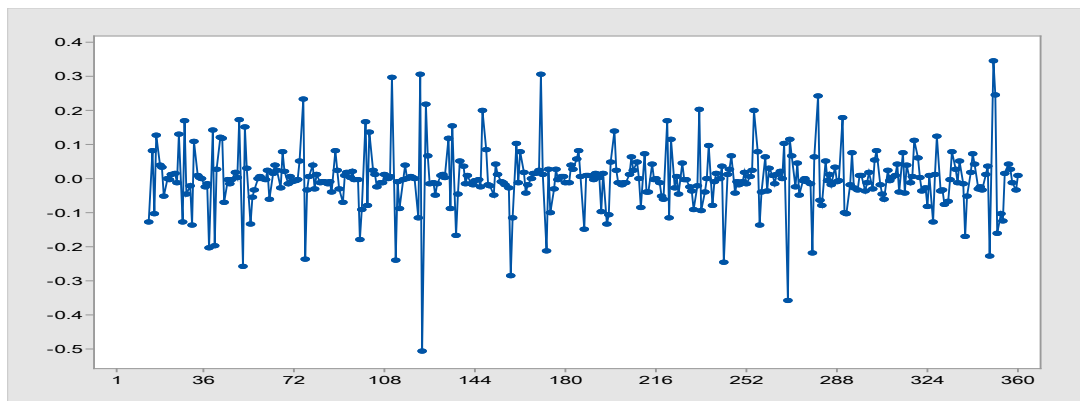
رتبه	R ²	معادله خط رگرسیون	مدل
۱	۰/۶۹	$Y = -0.6656X + 11.462$	$SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)_{12}$
۲	۰/۶۷	$Y = 1.063X - 3.7275$	$SARIMA(2,0,2)*(2,0,2)_{12}$
۳	۰/۶۵	$Y = 1.0686X - 5.4898$	$SARIMA(1,0,2)*(2,0,2)_{12}$
۴	۰/۶۴	$Y = -0.7885X + 10.456$	$SARIMA(1,0,0)*(2,0,0)_{12}$
۵	۰/۶۳	$Y = 0.7428X + 10.411$	$SARIMA(2,0,0)*(2,0,0)_{12}$
۶	۰/۶۲	$Y = 0.7319X + 10.456$	$SARIMA(1,1,1^*)(1,1,1)_{12}$
۷	۰/۶۱	$Y = 0.7174X + 10.709$	$SARIMA(1,1,2)*(2,1,2)_{12}$



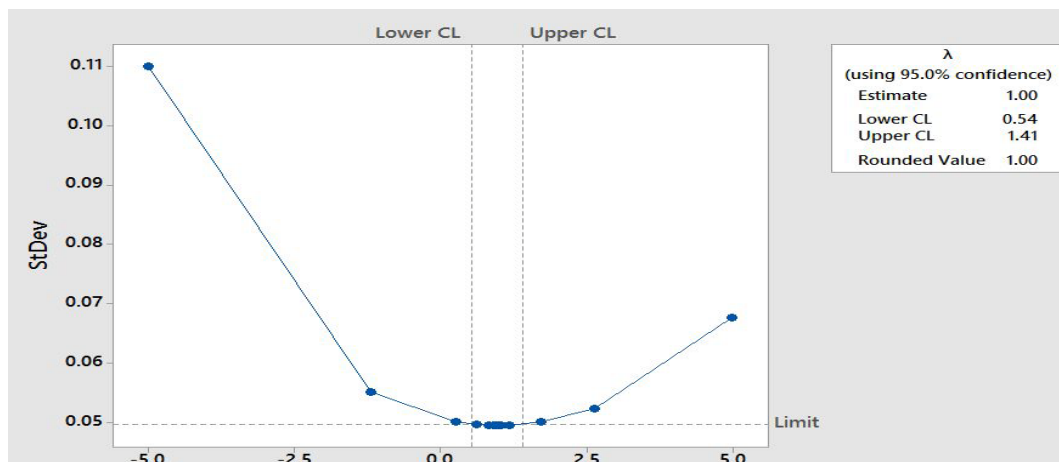
شکل ۲: نمودار تابع خودهمبستگی سری زمانی دبی جریان ماهانه در ایستگاه ایدنک.



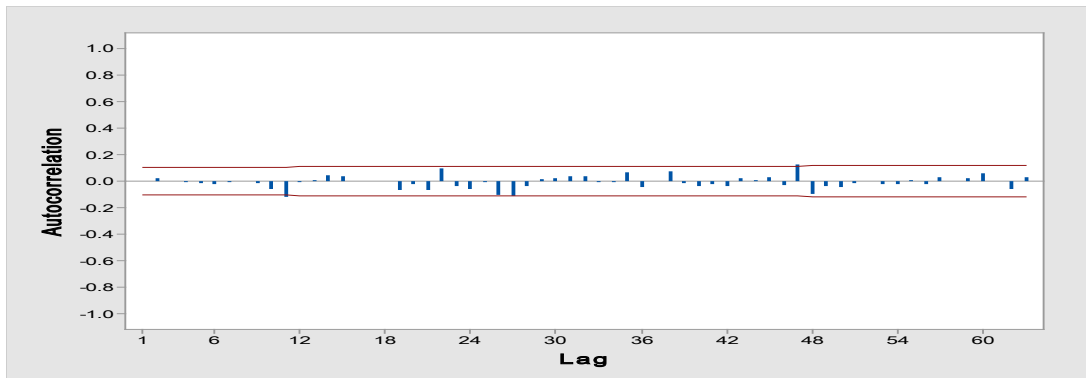
شکل ۳: نمودار تابع خودهمبستگی جزئی سری زمانی دبی جریان ماهانه در ایستگاه ایدنک



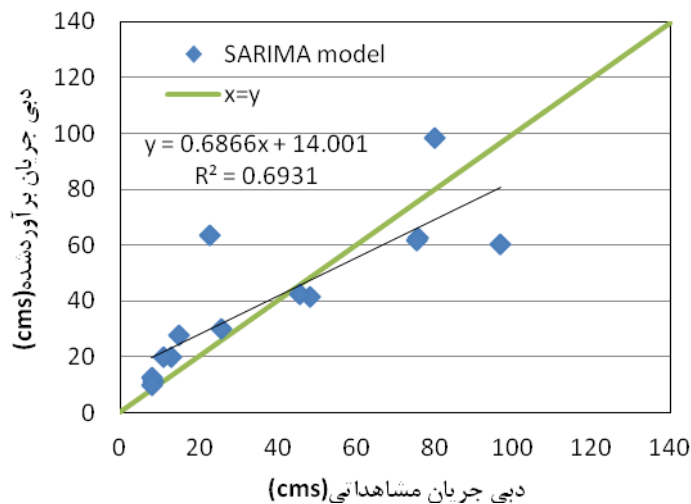
شکل ۴: نمودار سری زمانی دبی جریان ماهانه در ایستگاه ایدنک پس از ایستاشدن



شکل ۵: نمودار نتایج تبدیل باکس-کاکس بر روی سری زمانی دبی جریان ماهانه در ایستگاه ایدنک



شکل ۶: نمودار تابع خود همبستگی باقی مانده ها مدل SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)₁₂



شکل ۷: نمودار پراکندگی مقادیر دبی جریان مشاهداتی و برآورده شده با مدل SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)₁₂ در ایستگاه ایدنک

نتیجه گیری

برآورد جریان رودخانه‌ها یکی از مؤلفه‌های مهم و تاثیرگذار در مدیریت منابع آب در حوضه‌های آبریز می‌باشد. در این مقاله از مدل SARIMA فصلی ضربی با توجه به ماهیت داده‌های دبی جریان ماهانه در ایستگاه هیدرومتری ایدنک و پس از بررسی رفتار همبستگی نگار داده‌ها برای مدل‌سازی دبی ماهانه استفاده شده است. در مدل‌سازی سری زمانی باکس-جنکینز قضاوت شخصی و تجربه در انتخاب پارامترها و مدل بهینه مهم است. در واقع انتخاب بهترین مدل قالب مشخصی ندارد و با سعی و خطا انجام می‌گیرد. در پژوهش حاضر بر اساس رفتار توابع خودهمبستگی، خودهمبستگی جزئی باقی‌مانده‌ها، آماره شوارتز، آماره اکائیکه و مقادیر آماره پورت مانتو حاصل از برازش مدل‌ها صحت مدل‌های برازش یافته تایید شده است. همچنین در برازش مدل‌های SARIMA فصلی ضربی سعی شده که اصل امساک یا به کار بردن پارامترهای کمتر رعایت شود. با توجه به مقادیر آماره‌ها بین دبی جریان ماهانه مشاهداتی و برآورده شده، مدل

SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)₁₂ بعنوان مدل برتر انتخاب شد. همچنین مشخص شد که در مدل‌های SARIMA فصلی ضربی با افزایش مرتبه میانگین متحرک غیر فصلی، توانایی مدل در برآورد دبی جریان ماهانه کاهش می‌یابد.

منابع

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

صادقی، ح.، آخوندعلی، ع.م.، حداد، م. و گلابی، م.ر. (۱۳۹۴). الگوبندی و پیش‌بینی تقاضای آب شهر اصفهان با روند ضمنی و سری زمانی. مجله آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۲، ص ۲۶۲-۲۵۱.

عساکره، ح. (۱۳۸۸). الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. مجله تحقیقات جغرافیایی، شماره ۲، ص ۳-۲۴.

ناوه، ه.، خلیلی، ک.، اعلمی، م.ت. و بهمنش، ج. (۱۳۹۱). پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل‌های غیرخطی سری زمانی دو-خطی (مطالعه موردی رودخانه باراندوزچای و شهرچای ارومیه). مجله آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)، شماره ۵، ص ۱۳۰۷-۱۲۹۹.

نیرومند، ح. (۱۳۹۱). تحلیل سری‌های زمانی: روش‌های یک متغیری و چند متغیری. تالیف ویلیام وی. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد. ۶۰۲ ص.

نیک‌منش، م.ر. و طالب‌بیدختی، ن. (۱۳۹۱). مقایسه توانایی تئوری موجک و مدل سری‌های زمانی در مدل‌سازی بارندگی ماهانه مناطق سعادت‌شهر و ارسنجان در استان فارس. فصلنامه جغرافیای طبیعی، شماره ۱۶، ص ۱۰-۱.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M. and Reinsel, G.C. (1994). Time series Analysis: Forecasting and Control. 3rd Ed. prentice Hall, Englewood Cliffs Inc., New Jersey. 598p

Hasanah, Y. and Herlina, M. (2013). Flood Prediction using Transfer Function Model of Rainfall and Water Discharge Approach in Katulampa Dam. Proceedings environment sciences, 17(0), pp:317-326.

Jain, S. K. Das, A. and Sirvastava, D. K. (1999). Application of ANN for Reservoir Inflow Prediction and Operation. Journal of water Resources planning and Management, 125, pp:263-271.

Komornik, J., Komornikova, M., Mesiar, R., Szokeova, D. and Szolgay, J. (2006). Comparison of Forecasting Performance of Nonlinear Models of Hydrological Time Series. Physics and Chemistry of the Earth, 31, pp:1127-1145.

- McKerchar, A.I., and Delleur, L.W. (1974).** Application of Seasonal Parametric Linear Stochastic Models to Monthly Flow Data. *Journal of Water Resources*.10, pp: 246-255.
- Nayak, P.C., Sudheer, K.P., Ranagan, D.M. and Ramasastrri, K.S. (2005).** Short- Term Flood Forecasting with a Neurofuzzy Model. *Journal Water Resources Research*, 41, pp: 2517- 2530.
- Thomas, H.A.M. and Fiering, B. (1962).** Mathematical Synthesis of Stream Flow Sequences for the Analysis of River by Simulation. Harward University press, Cambridge, 751 pp.