



دانشگاه گواران

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد بیست و یکم، شماره سوم، ۱۳۹۳
<http://jwsc.gau.ac.ir>

تحلیل مقایسه‌ای مدل‌های سری‌های زمانی داده‌های دبی کل، دبی پایه و جریان سطحی (مطالعه موردی: ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه)

*لیلا رحیمی^۱، امیراحمد دهقانی^۲، خلیل قربانی^۳ و محمد عبدالحسینی^۳

^۱دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد گروه مهندسی منابع آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، دانشیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، آستادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
تاریخ دریافت: ۹۲/۴/۲؛ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۲۹

چکیده

پیش‌بینی متغیرهای هیدرولوژیک ابزاری بسیار کارآمد در مدیریت منابع آب به حساب می‌آید. بنابراین مدل‌های سری زمانی به‌عنوان ابزاری کارآمد در مدل‌سازی از دیرباز مورد توجه متخصصین هیدرولوژی بوده است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های دبی جریان اندازه‌گیری شده در یک دوره ۳۵ ساله (۸۵-۱۳۵۹) ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه در رودخانه چهل‌چای، سری زمانی به‌دست آمده از دبی رودخانه مورد مطالعه قرار گرفته و مدل‌های سری زمانی فصلی بر داده‌های دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم برازش داده شد. مدل‌های برازش داده شده و دقت هر کدام در پیش‌بینی مقادیر آبی دبی توسط آماره‌های نیکویی برازش مانند معیار اطلاعات آکائیک، جذر میانگین مربعات خطا مورد بررسی قرار گرفت. بر این اساس، مدل آماری فصلی $(1, 1, 0)(0, 0, 0)ARIMA$ به‌عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی مقادیر دبی کل، مدل $(1, 1, 0)(0, 0, 0)ARIMA$ به‌عنوان بهترین مدل برای پیش‌بینی وضعیت رواناب در سال‌های آبی انتخاب شد. در نهایت پیش‌بینی مقادیر دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم برای یک دوره پنج ساله (۹۰-۱۳۸۵) با استفاده از مدل‌های نام‌برده انجام گردید. مقادیر R^2 و RMSE برای پیش‌بینی دبی کل، $3/46$ و $0/47$ ، دبی پایه $2/61$ و $0/48$ و رواناب $0/83$ و $0/23$ به‌دست آمد. نتایج بیانگر آن است که دبی کل حاصل شده از مجموع پیش‌بینی دبی پایه و رواناب مستقیم مقدار واقعی تری نسبت به دبی کل پیش‌بینی شده از مدل $(1, 1, 0)(0, 0, 0)ARIMA$ ارائه می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: سری زمانی، رواناب، دبی پایه، پیش‌بینی، مدل فصلی

*مسئول مکاتبه: rahimi.leila0093@gmail.com

مقدمه

تحلیل روند و پیش‌بینی دبی رودخانه به‌خصوص دبی پایه رودخانه‌ها از اهمیت ویژه‌ای در مدیریت بهینه منابع آب برخوردار است. تحلیل و مدل‌سازی سری‌های زمانی به‌دلیل 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 هم‌چون بارندگی، درجه حرارت، دبی رودخانه‌ها و چشمه‌ها دارای مؤلفه تناوب فصلی با دوره ۱۲ ماهه هستند (چیت‌سازان و کشکولی، ۲۰۰۲). تحلیل سری‌های زمانی ابزاری قدرتمند در طراحی و مدیریت بهینه منابع آب است که بررسی نوسانات اقلیمی را ممکن ساخته و بیش‌تر برای تولید داده، پیش‌بینی، برآورد داده‌های مفقوده و تطویل داده‌ها به‌کار برده می‌شود (نیرومند، ۲۰۰۷). تاکنون مطالعات متعددی با هدف مدل‌سازی داده‌های هواشناسی و هیدرولوژی صورت گرفته است که در این زمینه می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود:

سامانی و همکاران (۱۹۹۴) با به‌کارگیری سری‌های زمانی به مدل‌سازی استوکاستیک و پیش‌بینی مقادیر دبی چند رودخانه در استان فارس پرداختند. مشکاتی (۱۹۹۷) به بررسی پیش‌بینی خشکسالی در غرب ایران با استفاده از مدل‌های ترکیبی ضربی فصلی پرداخت. مدرس (۲۰۰۷) برای پیش‌بینی خشکسالی هیدرولوژیک، مدل‌های سری زمانی فصلی SARIMA را برای پیش‌بینی ۴ شاخص آستانه خشکسالی از جمله متوسط جریان ماهانه، خشکسالی ماهانه با دوره بازگشت ۲، ۵، ۱۰ و ۲۰ سال و نیز شاخص بارش استاندارد به‌کار گرفت. همچنین سلطانی و همکاران (۲۰۰۷)، برای گروه‌بندی اقلیم بارندگی کشور از مدل‌های سری زمانی ARIMA و داده‌های سری زمانی بارندگی ماهانه ۲۸ شهر اصلی ایران استفاده کرده‌اند. پرویز و همکاران (۲۰۰۹) به‌منظور پیش‌بینی جریان سالانه در برخی از ایستگاه‌های حوضه آبریز دریاچه ارومیه از مدل‌های سری زمانی ARIMA استفاده نمودند. خلیلی و همکاران (۲۰۱۰) به بررسی روند و ایستایی جریان رودخانه به‌منظور مدل‌سازی سری‌های زمانی هیدرولوژیکی پرداختند و پس از حذف روند، ایستایی سری‌های ایجاد شده را با آزمون‌های مختلف مورد بررسی قرار دادند. بشری و وفاخواه (۲۰۱۰) 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 بالاتری

در مدل‌سازی دارند. منجوشری و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از مدل‌های سری زمانی ARIMA به پیش‌بینی دبی ماهانه رودخانه کنگ سباتی در هند پرداختند و نشان دادند مدل‌های $(2,1,2)$ و $ARIMA(2,1,1)$ و X_{12}^1 -اتورگرسیو میانگین متحرک، دارای خطای کم‌تری نسبت به مدل‌های دیگر می‌باشند و با مقایسه این دو مدل نسبت به یکدیگر نشان دادند مدل $(2,1,2)$ و $ARIMA-X-12(2,1,1)$ برای پیش‌بینی دارای دقت بالاتری می‌باشد. خلیلی و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی غیرخطی بودن فرآیند جریان رودخانه شهرچای ارومیه به‌وسیله آزمون‌های غیرخطی پرداختند و بیان نمودند معمولاً فرآیند حاکم بر جریان رودخانه بیش‌تر ماهیت غیرخطی دارد. نیک‌منش و بیدختی (۲۰۱۲)، به مقایسه بین توانایی تئوری موجک و سری زمانی در مدل‌سازی داده‌های بارندگی ماهانه مناطق سعادت‌شهر و ارسنجان استان فارس پرداختند و نشان دادند که تئوری موجک نسبت به مدل‌سازی سری زمانی دارای خطای کم‌تری می‌باشد و پیش‌بینی دقیق‌تری را حاصل می‌نماید. دودانگه و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی کاربرد مدل‌های سری زمانی به‌منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب پرداختند و مدل‌های مختلف سری زمانی را بر روی پارامترهای رطوبت نسبی، تبخیر، دمای هوا و سرعت باد طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۵۰ منطقه اصفهان برازش دادند و مقادیر را برای سال‌های آینده پیش‌بینی نمودند و در نهایت به‌منظور بررسی تغییر اقلیم، روند مقادیر پیش‌بینی شده را با استفاده از آزمون من‌کنندال تعیین نمودند. ناوه و همکاران (۲۰۱۲)، به پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل غیرخطی سری زمانی (دو خطی) در رودخانه‌های باراندوزچای و شهرچای ارومیه پرداختند و نشان دادند مدل‌های غیرخطی $(1,2,1,1)$ و BL دارای خطای کم‌تری نسبت به مدل‌های ARIMA می‌باشند.

چنانچه رودخانه در اثر بارندگی‌های قبلی دارای رواناب بوده یا حوضه بالادست در مرحله فروکش سیلاب قبل باشد و در همین هنگام بارندگی رخ دهد، رواناب جدید به رودخانه اضافه می‌شود. در این حالت برای تعیین هیدروگراف سیل لازم است تا ابتدا دبی قبلی رودخانه که تحت عنوان دبی پایه شناخته می‌شود از آن کسر گردد. این فرآیند را مجزا کردن یا جداسازی هیدروگراف گویند. در ادامه پژوهش‌هایی که در زمینه جداسازی دبی پایه از هیدروگراف جریان، به‌خصوص به روش فیلتر عددی بازگشتی^۲ صورت گرفته، آمده است.

1- ARIMA

2- Recursive Digital Filtering

قنبرپور و همکاران (۲۰۰۸)، به منظور تشخیص مناسب‌ترین روش اتوماتیک تفکیک جریان و برآورد دبی پایه در حوضه آبخیز کارون روش‌های مختلف جداسازی دبی پایه و روش فیلتر بازگشتی با ضرایب ۰/۹-۰/۹۷۵ را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که روش فیلتر عددی بازگشتی با ضریب ۰/۹۲۵ به عنوان دقیق‌ترین روش به منظور استخراج دبی پایه در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. همچنین تیموری و همکاران (۲۰۱۱)، برای تشخیص مناسب‌ترین روش تفکیک هیدروگراف جریان و برآورد دبی پایه در تعدادی از رودخانه‌های استان آذربایجان غربی، به مقایسه بین روش‌های متداول خودکار تجزیه هیدروگراف جریان پرداخته و نشان دادند اگرچه روش فیلتر رقومی دو پارامتره از نظر هیدرولوژیک انعطاف پذیرتر از دیگر روش‌ها است، ولی روش فیلتر رقومی تک پارامتره نیز مشروط به انتخاب پارامتر فیلتر مناسب در این منطقه می‌باشد که عدد ۰/۹۲۵، برآورد مناسب را نشان می‌دهد. تمسکنی (۲۰۱۲)، روش‌های مختلف جداسازی هیدروگراف جریان در حوضه آبخیز گرگانرود را بررسی نمود و نتیجه گرفت روش فیلتر بازگشتی با ضریب ۰/۹ به عنوان مناسب‌ترین روش تفکیک هیدروگراف جریان در این حوضه می‌باشد و نشان داد که این نتیجه با پژوهش ناتان و مک‌ماهان (۱۹۹۰)، که بیان نمودند نتایج قابل قبول در روش فیلتر BFLOW هنگامی است که پارامتر فیلتر در دامنه ۰/۹-۰/۹۵ تغییر نماید مطابقت دارد.

هدف از انجام این پژوهش ارزیابی مدل‌های سری زمانی بر داده‌های دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه بر روی رودخانه چهل‌چای استان گلستان می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعاتی: منطقه مورد مطالعه این پژوهش، ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه بر روی رودخانه چهل‌چای از شاخه‌های فرعی گرگانرود در مجاورت شهر گنبد می‌باشد. موقعیت جغرافیایی ایستگاه شامل ۵۵ درجه و ۸ دقیقه طول شرقی و ۳۷ درجه و ۱۳ دقیقه عرض شمالی است. ارتفاع ایستگاه از سطح آب‌های آزاد ۳۴/۵ متر و مساحت حوضه ۱۶۷۸/۱ کیلومتر مربع بوده و دارای تجهیزات اشل، لیمینوگراف و پل تلفریک می‌باشد. جدول ۱ خلاصه مشخصات آماری داده‌های دبی ایستگاه ارازکوسه را نشان می‌دهد.

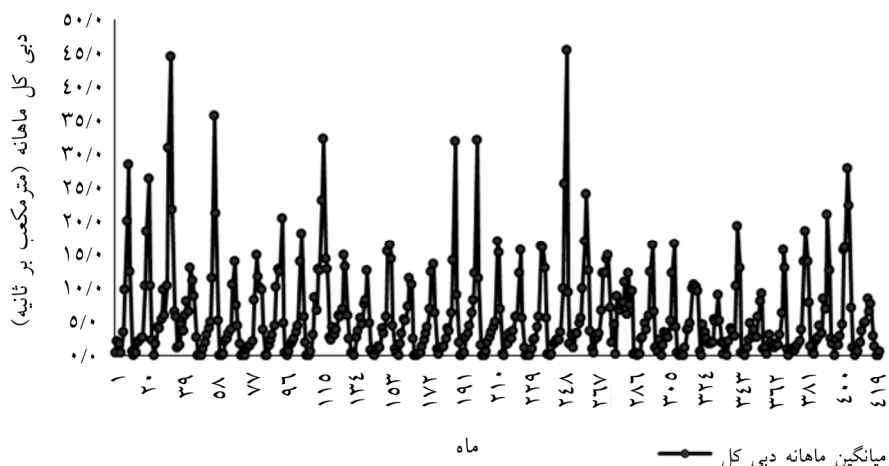
لیلا رحیمی و همکاران

جدول ۱- خلاصه وضعیت آماری داده‌های دبی (مترمکعب بر ثانیه) ایستگاه ارازکوسه.

ماه	میانگین	انحراف معیار	چولگی
فروردین	۱۷/۰۲	۸/۸۴	۱/۱۰
اردیبهشت	۱۰/۱۹	۸/۲۷	۲/۲۴
خرداد	۳/۰۲	۳/۲۶	۱/۷۱
تیر	۰/۷۹	۱/۳۰	۲/۵۵
مرداد	۰/۸۴	۱/۱۰	۱/۶۰
شهریور	۱/۱۸	۱/۶۴	۲/۸۷
مهر	۲/۲۳	۱/۲۴	۱/۵۲
آبان	۲/۸۹	۱/۵۵	۲/۰۱
آذر	۳/۹۹	۱/۸۶	۰/۹۱
دی	۴/۶۶	۳/۲۰	۱/۸۶
بهمن	۷/۳۳	۲/۹۳	۰/۶۵
اسفند	۱۳/۴۷	۵/۳۰	۱/۳۱
میانگین سالانه	۵/۶۳	۲/۰۹	۱/۲۴

سری زمانی: داده‌های دبی روزانه (مترمکعب بر ثانیه) ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه، از بانک اطلاعاتی آب منطقه‌ای استان گلستان اخذ شده است و پس از اخذ داده برای انجام تحلیل سری زمانی، دبی پایه روزانه از دبی کل روزانه کسر گردید و رواناب مستقیم روزانه تعیین شده است. با توجه به این که منطقه مورد مطالعه (ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه) در حوضه آبخیز گرگانرود می‌باشد و با استناد به نتایج تمسکنی (۲۰۱۲) برای جداسازی دبی پایه از دبی کل از روش فیلتر عددی با ضریب فیلتر ۰/۹ استفاده شد. به منظور انجام فرایند تعیین دبی پایه از نرم‌افزار BFI (زیر شاخه‌ای از نرم‌افزار HydroOffice) استفاده شد. پس از جداسازی مقادیر دبی پایه از مقادیر دبی کل روزانه، ارزیابی مدل‌های سری زمانی بر روی داده‌های میانگین ماهانه دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم صورت گرفت. در این پژوهش مدل‌سازی بر روی داده‌های دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم در یک دوره ۳۵ ساله (۱۳۵۹-۸۵) انجام شده است و سپس مدل برای یک دوره ۵ ساله (۱۳۸۶-۹۰) مورد صحت‌سنجی قرار گرفته است.

نمودار سری زمانی داده‌های میانگین ماهانه دبی کل در دوره ۳۵ ساله مدل‌سازی، در شکل ۱ آمده است.



شکل ۱- نمودار سری زمانی داده‌های خام میانگین ماهانه دبی کل.

باکس و جنکینز (۱۹۷۶)، در فراهم آوردن یک روش کلی برای پیش‌بینی سری‌های زمانی سهم به‌سزایی داشته‌اند. باکس و کاکس (۱۹۶۴)، گزارش کردند که یکی از شرایط اولیه استفاده از داده‌ها برای مدل‌سازی سری زمانی، ایستایی داده‌هاست، در غیر این صورت باید ابتدا نایستایی داده‌ها رفع گردد. طبق تعریف، یک سری زمانی در صورتی ایستا یا مانا است که مشخصه‌های آماری آن مانند میانگین و واریانس در طول زمان ثابت بماند. یک سری نایستا در میانگین در واقع دارای روند بوده و مقدار میانگین داده‌ها همراه با زمان در حال افزایش یا کاهش است. نایستایی سری در واریانس به معنای آن است تغییرپذیری یک سری با زمان در حال تغییر است. به‌منظور مدل‌سازی سری زمانی، ابتدا باید سری از نظر ایستایی و نایستایی مورد بررسی قرار گرفته و در صورت نایستا بودن، باید سری را از نظر واریانس و سپس میانگین ایستا نموده و سپس مدل‌سازی انجام گیرد. برای از بین بردن نایستایی واریانس از تبدیل‌های باکس-کاکس (۱۹۶۴)، استفاده می‌شود.

برای از بین بردن نایستایی در میانگین لازم است تا داده‌های سری زمانی تفاضلی گردد برای تفاضلی کردن لازم است تفاوت هر گام زمانی نسبت به گام زمانی قبل‌تر محاسبه گردد و سری جدید ایجاد شده از نظر ایستایی بررسی شود و این عمل تا زمانی که ایستایی در میانگین در سری ایجاد گردد ادامه خواهد داشت، با توجه به حذف نایستایی فصلی و غیرفصلی، ممکن است لازم باشد تا اختلاف با چند گام زمانی قبل‌تر تعیین گردد و در واقع مرتبه‌های تفاضلی کردن مشخص می‌شود. با توجه به اینکه نایستایی داده‌ها از نوع فصلی یا غیرفصلی باشد می‌توان با تفاضلی نمودن فصلی یا غیرفصلی، داده‌ها را در میانگین ایستا نمود.

$$\nabla^d = (1 - B)^d \quad (1)$$

$$\nabla_S^D = (1 - B^S)^D \quad (2)$$

که در آن‌ها، B : عملگر پسرو، d : مرتبه تفاضلی کردن غیرفصلی، D : مرتبه تفاضلی کردن فصلی و S : تعداد داده‌های از دست رفته با تفاضلی نمودن فصلی داده‌ها است.

با استفاده از نرم‌افزارهای آماری می‌توان نایستایی در واریانس و میانگین را برطرف نمود. بررسی و مدل‌سازی سری‌های زمانی در واقع مدل نمودن وابستگی بین متغیرها می‌باشد. برای بررسی این وابستگی‌ها و برازش مدل مناسب بر سری زمانی از توابع خودهمبستگی (ACF)¹ و خودهمبستگی جزئی (PACF)² استفاده می‌شود. به کمک این توابع، خواص ایستایی و فصلی بودن داده‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرند. در سری زمانی سعی می‌گردد تا با بررسی وضعیت سری داده‌ها در گذشته، الگوی احتمالی مولد داده‌ها شناسایی شده و بر مبنای این الگو درباره رفتار آینده سری اظهار نظر گردد. برای مدل‌سازی سری زمانی داده‌ها، مقدار متغیر در گام موجود را یا به‌صورت ترکیبی خطی از مقادیر متغیر در گام‌های قبلی (مدل خود همبسته) یا به‌صورت ترکیبی خطی از مقادیر خطای مدل در گام‌های قبلی (مدل میانگین متحرک) در نظر می‌گیرند. به‌علاوه، از ادغام دو مدل خود هم‌بسته و میانگین متحرک نیز مدل خودهمبسته- میانگین متحرک به‌دست می‌آید. برای استفاده از این مدل‌ها باید شرط ایستایی برقرار باشد. شکل کلی مدل خودهم‌بسته- میانگین متحرک به‌صورت زیر در نظر گرفته شد:

1- Autocorrelation Function

2- Partial Autocorrelation Function

$$x_t = \theta_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + Z_t + \beta_1 Z_{t-1} + \dots + \beta_q Z_{t-q} \quad (۳)$$

زمانی که سری داده‌ها در میانگین نایستا باشد از روش تفاضلی کردن با مرتبه تفاضلی d برای ایستا کردن آن استفاده می‌شود.

$$\phi(B)\nabla^d x_t = \theta_0 + \theta(B)Z_t \quad (۴)$$

که در آن، عملگر تفاضلی (∇) و عملگر پسرو (B) به صورت زیر تعریف می‌شوند (d مرتبه تفاضل را نشان می‌دهد):

$$\left\{ \begin{array}{l} \nabla x_t = x_t - x_{t-1} \\ Bx_t = x_{t-1} \end{array} \right\} \Rightarrow \nabla = 1 - B \Rightarrow \nabla^d = (1 - B)^d \quad (۵)$$

$\phi(B)$ و $\theta(B)$ به ترتیب چندجمله‌های از درجه p و q هستند:

$$\phi(B) = 1 - \alpha_1 B - \alpha_2 B^2 - \dots - \alpha_p B^p \quad (۶)$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p \quad (۷)$$

در صورت استفاده از عملگر تفاضل فصلی با تأخیر w و برآزش آن‌ها با مدل‌های $ARIMA(p, d, q)$ مدل‌های فصلی $ARIMA(P, D, Q)_w$ به وجود می‌آیند. ترکیبی از مدل‌های فصلی و غیرفصلی، مدل‌های مرسوم به آریمای مکرر^۱ را تشکیل می‌دهند.

$$\Phi(B^w)\phi(B)(1 - B^w)^D(1 - B)^d x_t = \Theta(B^w)Z_t \quad (۸)$$

که در آن، Z_t : متغیر تصادفی (اغتشاش خالص) با میانگین صفر و انحراف معیار یک، B : عملگر تفاضل، $(1 - B^w)^D$: معادل D امین تفاضل فصلی به اندازه w ، $(1 - B)^d$: معادل d امین تفاضل

1- Multiplicative ARIMA

غیرفصلی، p : مرتبه مدل خودهم‌بسته غیرفصلی، q : مرتبه مدل میانگین متحرک غیرفصلی، P : مرتبه مدل خودهم‌بسته فصلی، Q : مرتبه مدل میانگین متحرک فصلی، ϕ : پارامتر مدل خود هم‌بسته غیرفصلی، θ : پارامتر مدل میانگین متحرک غیر فصلی، Φ : پارامتر مدل خودهم‌بسته فصلی و Θ : پارامتر مدل میانگین متحرک فصلی می‌باشد. با توجه به توضیحات بالا، دو شکل کلی مدل خودهم‌بسته- میانگین متحرک (ARIMA)، عبارتند است از مدل $ARIMA(p, d, q)$ غیرفصلی و $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)$ فصلی- ضربی، که p و q به ترتیب پارامترهای خودهم‌بسته و میانگین متحرک غیرفصلی بوده و P و Q به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو و میانگین متحرک فصلی است و دو پارامتر d و D پارامترهای تفاضلی برای ایستاکردن سری زمانی است. در یک سری باید وجود یا نبود روند قطعی بررسی گردد. بعد از ایستایی در واریانس و میانگین، به‌منظور بررسی روند قطعی در سری جدید، آماره T (بی‌بعد)، از تقسیم میانگین سری جدید بر انحراف معیار آن محاسبه می‌گردد و اگر مقدار قدرمطلق آماره از ۲ بیش‌تر باشد وجود روند در سری را پذیرفته و بنابراین θ موجود در رابطه ۳ مخالف صفر خواهد بود (نیرومند، ۲۰۰۷).

پس از برازش مدل مناسب بر روی سری ایستا، باید مناسب‌ترین مدل مورد بررسی قرار گیرد. مدلی مناسب خواهد بود که باقی‌مانده‌های به‌دست آمده از برازش مدل، دارای خواص متغیرهای تصادفی نرمال مستقل هم توزیع با میانگین صفر و واریانس ثابت باشند. همچنین نمودار باقی‌مانده‌ها در طول زمان نمایانگر یک فرآیند تصادفی محض باشد.

به‌منظور بررسی خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها از آزمون پرت-مانتو استفاده می‌شود:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = \rho_5 = 0 \quad (9)$$

$$Q = n(n+2) \sum_{h=1}^k (n-h)^{-1} \hat{\rho}_h^2 \quad (10)$$

که در آن، n تعداد مشاهده‌ها می‌باشد. این آماره تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع χ^2_{m-k} است که m تعداد پارامترهای برآورد شده در مدل می‌باشد و k تعداد گام‌های تأخیر را نشان می‌دهد. هر گاه مقدار آماره از مقدار متناظر از جدول χ^2 بیش‌تر باشد فرض صفر رد می‌شود و باقی‌مانده‌ها خود هم‌بسته بوده و مدل مناسب نخواهد بود.

پس از بررسی باقی مانده‌های مدل برازش یافته، به منظور بررسی بهتر مدل، مدل‌های جامع‌تر بر سری برازش داده می‌شود. اگر برآورد پارامترهای اضافی تفاوت معنی‌داری با صفر نداشته و برآورد پارامترهای مشترک با برآورد پارامترهای اولیه آن‌ها اختلاف معنی‌داری نداشته باشد، نشان‌دهنده مناسب بودن مدل پیش‌بینی شده خواهد بود. البته این امر الزاماً نشان‌دهنده مناسب‌ترین مدل نخواهد بود و چنانچه چند مدل قابل قبول برای مجموعه وجود داشته باشد، انتخاب بهترین مدل از روی معیارهایی مانند معیارهای دقت و معیار اطلاعات آکائیک انجام خواهد شد. هرچه این معیارها کوچک‌تر باشد مدل موردنظر مناسب‌تر خواهد بود.

$$AIC = n \ln(MSE) + 2(p + q) \quad (11)$$

علاوه بر معیار عددی آکائیک از دیگر معیارهای عددی نیکویی برازش برای تعیین بهترین مدل استفاده می‌شود که در ادامه هر یک تشریح می‌گردند:

میانگین قدرمطلق انحرافات

$$MAD = \frac{\sum_{i=1}^n |S_i - O_i|}{n} \quad (12)$$

میانگین مربع انحرافات

$$MSD = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{n} \quad (13)$$

میانگین قدرمطلق درصد خطا

$$MAP = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{|S_i - O_i|}{S_i} \right)}{n} \quad (14)$$

$$CE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^n (O_i - \bar{O})^2} \quad (15)$$

هرچه مقادیر میانگین قدرمطلق انحرافات، میانگین مربع انحرافات و میانگین قدرمطلق درصد خطا کم‌تر باشند برازش مدل مناسب‌تر خواهد بود و در مورد ضریب کارایی یا ناش - ساتکلیف هرچه این ضریب به یک نزدیک‌تر باشد مدل مربوطه برازش بهتری خواهد داشت.

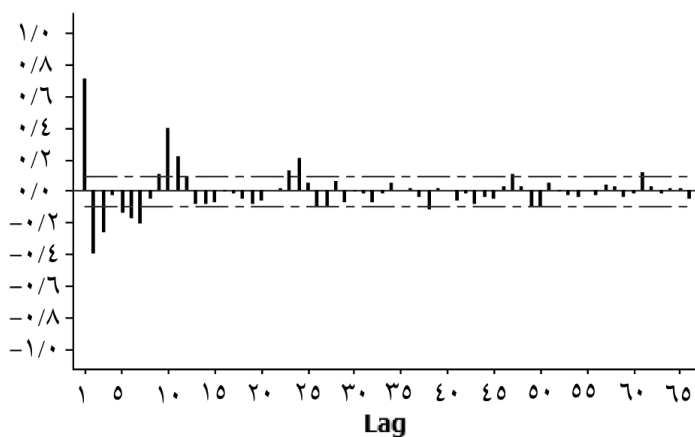
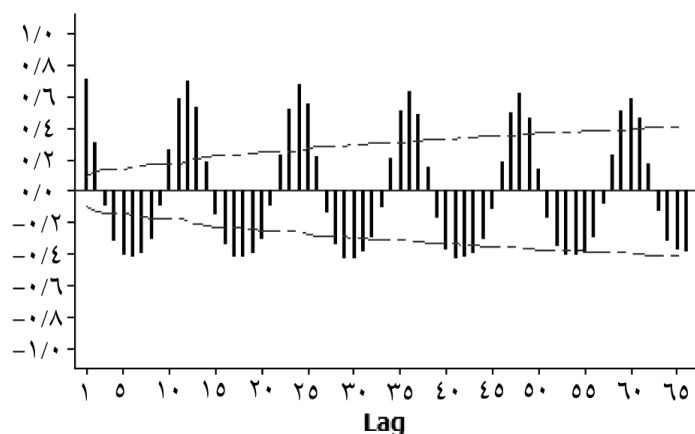
نتایج و بحث

برای جداسازی دبی پایه از هیدروگراف جریان در ایستگاه مورد مطالعه (ایستگاه ارازکوسه)، روش فیلتر عددی بازگشتی با ضریب ۰/۹، به‌عنوان مناسب‌ترین روش جداسازی دبی پایه انتخاب و به‌منظور جداسازی دبی پایه روزانه از نرم‌افزار HydroOffice 2010 و از زیر رویه BFI3 استفاده شد. (تمسکنی، ۲۰۱۲) به این منظور از داده‌های دبی روزانه ایستگاه ارازکوسه در دوره آماری ۴۰ ساله (سال‌های آبی ۵۱-۱۳۵۰ تا ۹۰-۱۳۸۹) استفاده گردید و پس از جداسازی دبی پایه از دبی روزانه رودخانه، مدل‌های تصادفی سری زمانی بر داده‌های میانگین دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم برازش داده شد. در این قسمت پس از ایستایی سری داده‌های ماهانه دبی کل، توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی، سری ایستا شده ترسیم شد که نشان‌دهنده فصلی بودن سری بوده و لازم است تا تفاضل فصلی صورت گیرد (شکل ۲).

جدول ۲ مقایسه مدل‌های مختلف سری زمانی برازش‌یافته بر داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی کل در طول دوره آماری ۳۵ ساله (۸۵-۱۳۵۰) را نشان می‌دهد.

با توجه به جدول ۲ تنها در مدل (۱، ۱، ۰) (۰، ۰، ۱) ARIMA، مقدار قدرمطلق آماره T در تمامی پارامترها بیش از ۲ بوده و p-value کم‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد. مقدار معیار اطلاعات آکائیک نیز در این مدل از سایر مدل‌ها کم‌تر است. بنابراین این مدل به‌عنوان مدل مناسب برای پیش‌بینی داده‌های دبی کل انتخاب شد.

نتایج مربوط به نبود خودهمبستگی باقی‌مانده با توجه به آماره پرت-مانتو در جدول ۳ آمده است. با توجه به این که مقدار p-value در تمامی تأخیرها بیش‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، این نتایج بیانگر نبود خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها است.



شکل ۲- توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری زمانی میانگین ماهانه دبی کل ایستگاه ارازکوسه بر روی رودخانه چهل‌چای پس از ایستادن.

لیلا رحیمی و همکاران

جدول ۲- برازش مدل‌های تصادفی بر سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی کل.

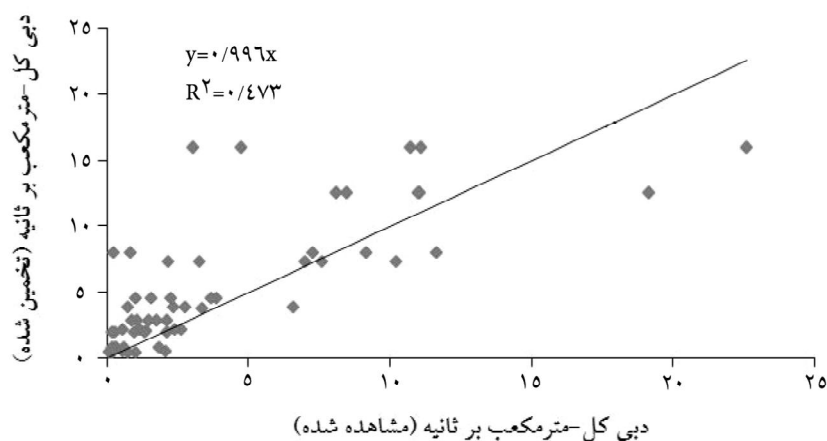
مدل	پارامتر	T	P	MSE	MAPE	MAD	MSD	AIC
ARIMA (۱,۰,۰)	۱AR	۱۲/۳۶	۰/۰۰۰	۰/۸۳۹	۱۹۸/۲۴	۳/۲۱۰	۳۱/۹۴	-۷۸/۲۶
	۱۲SMA	۳۹/۴۷	۰/۰۰۰					
ARIMA (۲,۰,۰)	۱AR	۱۰/۴۹	۰/۰۰۰	۰/۸۴۱	۱۹۸/۱۴	۳/۲۱۰	۳۱/۹۴	-۷۵/۱۲
	۲AR	۰/۱۲	۰/۹۰۲					
ARIMA (۰,۱,۱)	۱۲SMA	۳۹/۴۸	۰/۰۰۰	۰/۸۴۳	۱۹۸/۳۰	۳/۲۱۲	۳۱/۹۴	-۷۱/۹۸
	۱AR	۱۰/۴۸	۰/۰۰۰					
ARIMA (۳,۰,۰)	۲AR	۰/۳۶	۰/۷۱۹	۰/۵۸۷	۱۹۸/۳۰	۳/۲۱۲	۳۱/۹۴	-۷۱/۹۸
	۳AR	-۰/۵۴	۰/۵۸۷					
	۱۲SMA	۳۹/۴۳	۰/۰۰۰					
ARIMA (۱,۰,۰)	۱AR	۱۲/۱۳	۰/۰۰۰	۰/۸۵۴	۱۹۸/۳۸	۳/۲۱۳	۳۱/۹۱	-۶۷/۷۶
	۱۲SMA	۱۸/۰۷	۰/۰۰۰					
ARIMA (۰,۱,۲)	۲۴SMA	۰/۸۵	۰/۳۹۴	۰/۹۰۸	۲۰۱/۴۵	۳/۲۲۸	۳۲/۰۵	-۳۸/۳۳
	۱AR	۶/۸۴	۰/۰۰۰					
ARIMA (۱,۰,۱)	۱MA	۰/۷۷	۰/۴۴۳	۰/۹۰۸	۲۰۱/۴۵	۳/۲۲۸	۳۲/۰۵	-۳۸/۳۳
	۱۲SMA	۲۱/۷۷	۰/۰۰۰					
ARIMA (۱,۰,۱)	۱AR	۶/۵۳	۰/۰۰۰	۰/۸۴۴	۲۰۰/۶۵	۳/۲۱۲	۳۱/۹۲	-۷۱/۴۱
	۱۲SAR	۰/۴۶	۰/۶۴۶					
	۱MA	۰/۰۹	۰/۹۲۴					
ARIMA (۱,۱,۱)	۱۲SMA	۳۵/۴۵	۰/۰۰۰	۰/۸۹۱	۲۰۰/۱۶	۳/۲۰۲	۳۱/۷۵	-۴۳/۴۰
	۱AR	۱۰/۶۵	۰/۰۰۰					
ARIMA (۱,۱,۱)	۱۲SAR	-۰/۲۲	۰/۸۲۷	۰/۸۹۱	۲۰۰/۱۶	۳/۲۰۲	۳۱/۷۵	-۴۳/۴۰
	۱MA	۱۲۰/۷۴	۰/۰۰۰					
ARIMA (۱,۱,۱)	۱۲SMA	۲۸/۷۴	۰/۰۰۰					

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک جلد (۲۱)، شماره (۳) ۱۳۹۳

جدول ۳- نتایج آزمون پرت مانو مدل (۱، ۱، ۰) (۰، ۰، ۰) ARIMA بر روی داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی کل.

گام تأخیر	۱۲	۲۴	۳۶	۴۸
آماره مربع کای	۱۵/۱	۲۳/۷	۳۹/۶	۴۹/۶
درجه آزادی	۱۰	۲۲	۳۴	۴۶
P-Value	۰/۱۲۹	۰/۳۶۱	۰/۲۳۳	۰/۳۳۳

با توجه به مدل برازش داده شده بر داده‌های میانگین ماهانه دبی کل، مقدار دبی کل برای ۵ سال آماری (۹۰-۱۳۸۵) پیش‌بینی شده است که شکل ۳ نمودار مقایسه مقادیر مشاهده شده و پیش‌بینی شده توسط مدل را نشان می‌دهد. مقدار ضرایب ناش-ساتکلیف و ریشه میانگین مربعات خطا در این مدل برای پیش‌بینی مقادیر به ترتیب برابر ۰/۴۶ و ۳/۴۶ می‌باشد.



شکل ۳- نمودار داده‌های دبی کل - مشاهداتی و تخمین شده توسط مدل (۱، ۱، ۰) (۰، ۰، ۰) ARIMA.

سری داده‌های میانگین ماهانه دبی پایه نیز در واریانس نایستا بوده و پس از ایستایی سری، به منظور برازش مدل‌های تصادفی، مدل‌های مختلفی به منظور انتخاب مدل مناسب به سری برازش داده شده است که نتایج در جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به جدول ۴ تنها در مدل برازش یافته (۱، ۱، ۰) (۰، ۰، ۰) ARIMA، مقدار آماره T در تمامی پارامترها بیش از مقدار ۲ بوده و p-value کم‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد و مقدار معیار اطلاعات آکائیک در این مدل از سایر مدل‌ها کم‌تر بوده و بنابراین این مدل به عنوان مدل مناسب انتخاب شد.

لیلا رحیمی و همکاران

جدول ۴- برآزش مدل‌های تصادفی بر سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی پایه.

ACI	MSD	MAD	MAPE	MSE	P	T	پارامتر	مدل
-۳۳۷/۳۹	۰/۴۸۴	۰/۵۱۰	۲۶/۴۶	۰/۴۸۹	۰/۰۰۰	۱۶/۴۹	۱AR	ARIMA (۱,۰,۰)
					۰/۰۰۰	۴۰/۸۸	۱۲SMA	(۰,۱,۱)
-۳۳۷/۳۶	۰/۴۸۱	۰/۵۰۹	۲۶/۳۹	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰	۱۴/۰۱	۱AR	ARIMA (۲,۰,۰)
					۰/۰۵۵	-۱/۹۲	۲AR	(۰,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۴۰/۶۴	۱۲SMA	(۰,۱,۱)
-۳۳۴/۳۷	۰/۴۸۱	۰/۵۱۰	۲۶/۳۸	۰/۴۸۸	۰/۰۰۰	۱۳/۹۱	۱AR	ARIMA (۳,۰,۰)
					۰/۱۴۴	-۱/۴۷	۲AR	(۰,۱,۱)
					۰/۸۳۹	-۰/۲۰	۳AR	(۰,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۴۰/۴۵	۱۲SMA	(۰,۱,۱)
-۳۲۹/۵۴	۰/۴۸۸	۰/۵۱۳	۲۶/۲۱	۰/۴۹۵	۰/۰۰۰	۱۶/۱۳	۱AR	ARIMA (۱,۰,۰)
					۰/۰۰۰	۱۷/۹۵	۱۲SMA	(۰,۱,۲)
					۰/۳۴۱	۰/۹۵	۲۴SMA	(۰,۱,۲)
-۳۳۱/۴۳	۰/۴۸۲	۰/۵۰۹	۲۶/۸۷	۰/۴۹۱	۰/۰۰۰	۱۶/۲۲	۱AR	ARIMA (۱,۰,۰)
					۰/۰۰۰	۱۷/۹۰	۱۲SMA	(۰,۱,۳)
					۰/۰۹۰	۱/۰۷	۲۴SMA	(۰,۱,۳)
					۰/۲۰۲	-۱/۲۸	۳۶SMA	(۰,۱,۳)
-۳۳۷/۳۶	۰/۴۸۱	۰/۵۰۹	۲۶/۴۴	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰	۸/۵۸	۱AR	ARIMA (۱,۰,۱)
					۰/۰۷۸	-۱/۷۶	۱MA	(۰,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۴۰/۴۹	۱۲SMA	(۰,۱,۱)
-۳۳۵/۳۶	۰/۴۸۰	۰/۵۰۹	۲۶/۵۱	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰	۸/۴۵	۱AR	ARIMA (۱,۰,۱)
					۰/۴۶۷	۰/۷۳	۱۲SAR	(۱,۱,۱)
					۰/۰۷۲	-۱/۸۰	۱MA	(۱,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۳۷/۶۰	۱۲SMA	(۱,۱,۱)
-۳۰۸/۳۹	۰/۵۳۲	۰/۵۳۰	۲۷/۲۸	۰/۵۱۳	۰/۰۰۰	۱۴/۸۶	۱AR	ARIMA (۱,۱,۱)
					۰/۷۰۷	۰/۳۸	۱۲SAR	(۱,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۲۷۷/۰۵	۱MA	(۱,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۳۱/۸۸	۱۲SMA	(۱,۱,۱)

نتایج مدل مبنی بر نبود خودهمبستگی باقی‌مانده با توجه به آماره آزمون پرت-مانتو در جدول ۵ آمده است که بیانگر نبود خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها بوده و مقدار p-value در تمامی تأخیرها بیش‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد.

جدول ۵- نتایج آزمون پرت مانتو مدل (۱، ۱، ۰)(۰، ۰، ۱) ARIMA بر سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه دبی پایه.

۴۸	۳۶	۲۴	۱۲	گام تأخیر
۵۷/۷	۴۲/۳	۲۴/۶	۱۴/۷	آماره مربع کای
۴۶	۳۴	۲۲	۱۰	درجه آزادی
۰/۱۱۶	۰/۱۵۵	۰/۳۱۸	۰/۱۴۳	P-Value

پس از تعیین مدل‌های مناسب برای دبی کل و دبی پایه، سری زمانی رواناب مستقیم در محل ایستگاه مورد بررسی قرار گرفت. جدول ۶ نتایج برازش مدل‌های تصادفی بر روی سری داده‌های رواناب مستقیم ایستا شده را ارائه می‌نماید.

با توجه به جدول ۶، تنها در مدل برازش (۱، ۱، ۰)(۰، ۰، ۱) ARIMA، مقدار آماره T در تمامی پارامترها بیش از مقدار ۲ بوده و p-value کم‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد. مقدار معیار اطلاعات آکائیک نیز در این مدل از سایر مدل‌ها کم‌تر بوده و این مدل به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شد.

نتایج مدل مبنی بر نبود خودهمبستگی باقی‌مانده با توجه به آماره آزمون پرت-مانتو در جدول ۷ آمده است که بیانگر نبود خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها بوده و مقدار p-value در تمامی تأخیرها بیش‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد.

لیلا رحیمی و همکاران

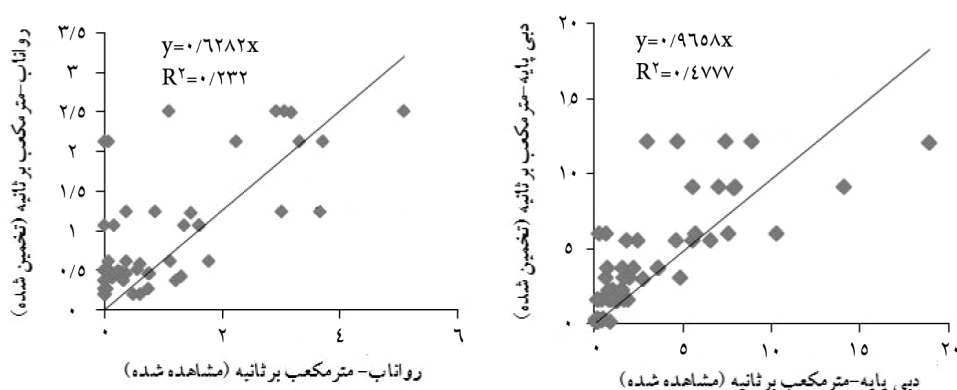
جدول ۶- برآزش مدل‌های تصادفی بر سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه رواناب مستقیم.

ACI	MSD	MAD	MAPE	MSE	P	T	پارامتر	مدل
-۱۴۷/۵	۰/۰۴۵	۰/۱۶۷	۴۰/۶۸	۰/۰۴۵۱	۰/۰۰۰	۲/۶۰	۱AR	ARIMA
					۰/۰۶۸	۱/۸۳	۱MA	(۱,۰,۱)
					۰/۰۰۰	۳۵/۴۴	۱۲SMA	(۰,۱,۱)
-۱۴۷۸/۴۶	۰/۰۴۵	۰/۱۶۶	۴۰/۶۲	۰/۰۴۵۰	۰/۹۴۷	-۰/۰۷	۱AR	ARIMA
					۰/۰۵۷	۱/۹۱	۲AR	(۲,۰,۱)
					۰/۷۳۵	-۰/۳۴	۱MA	(۰,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۳۶/۴۱	۱۲SMA	
-۱۴۴۵/۵۵	۰/۰۴۸	۰/۱۷۰	۴۰/۸۰	۰/۰۴۷۸	۰/۰۷۱	۱/۸۱	۱AR	ARIMA
					۰/۰۷۷	۱/۷۷	۲AR	(۳,۱,۱)
					۰/۸۰۲	-۰/۲۵	۳AR	(۰,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۲۲۶/۳۴	۱MA	
-۱۴۷۰/۲۸	۰/۰۴۵	۰/۱۶۷	۴۰/۶۴	۰/۰۴۵۴	۰/۴۸۸	-۰/۶۹	۱AR	ARIMA
					۰/۰۶۱	۱/۸۸	۲AR	(۳,۰,۱)
					۰/۷۵۹	۰/۳۱	۳AR	(۰,۱,۲)
					۰/۳۹۲	-۰/۸۶	۱MA	
-۱۱۲۳/۵۰	۰/۱۰۱	۰/۲۴۵	۵۳/۶۲	۰/۰۹۳۵	۰/۰۰۰	۱۸/۸۹	۱۲SMA	
					۰/۹۱۰	-۰/۱۱	۲۴SMA	
					۰/۸۲۲	-۰/۲۳	۱AR	ARIMA
					۰/۴۲۳	۰/۸۰	۲AR	(۳,۰,۱)
-۱۴۴۷/۵۶	۰/۰۴۸	۰/۱۶۹	۴۲/۷۵	۰/۰۴۷۶	۰/۵۵	۰/۵۶	۳AR	(۰,۲,۱)
					۰/۷۶۹	-۰/۲۹	۱MA	
					۰/۰۰۰	۳۰/۳۲	۱۲SMA	
					۰/۰۷۱	۱/۸۱	۱AR	ARIMA
-۱۴۴۷/۵۶	۰/۰۴۸	۰/۱۶۹	۴۲/۷۵	۰/۰۴۷۶	۰/۰۵۴	۱/۹۳	۲AR	(۲,۱,۱)
					۰/۲۳۹	-۱/۱۸	۱۲SAR	(۱,۱,۱)
					۰/۰۰۰	۳۸۶/۱۰	۱MA	
					۰/۰۰۰	۲۶/۸۰	۱۲SMA	

جدول ۷- نتایج آزمون پرت مانو بر سری داده‌های ایستا شده میانگین ماهانه رواناب مستقیم.

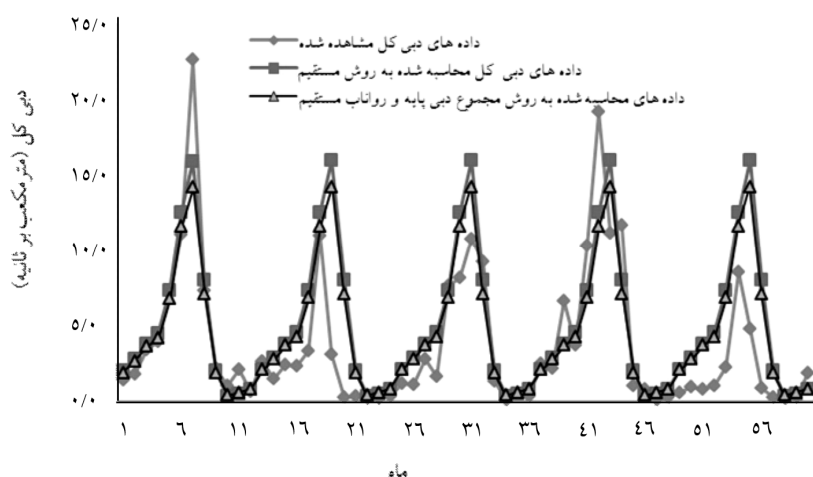
گام تأخیر	۱۲	۲۴	۳۶	۴۸
آماره مربع کای	۱۳/۵	۲۹/۲	۳۹/۲	۴۶/۵
درجه آزادی	۹	۲۱	۳۳	۴۵
P-Value	۰/۱۴۲	۰/۱۰۸	۰/۲۱۱	۰/۴۱۲

شکل ۴ نمودار مقادیر مشاهده شده در مقابل مقادیر پیش‌بینی شده داده‌های میانگین ماهانه دبی پایه و رواناب مستقیم توسط مدل‌های آماری برازش داده شده بر روی آن‌ها را نشان می‌دهد. مقدار ضرایب ناش- ساتکلیف و ریشه میانگین مربعات خطا در این مدل برای پیش‌بینی مقادیر رواناب مستقیم به ترتیب برابر ۰/۵۰ و ۰/۸۳، و برای مقادیر دبی پایه به ترتیب برابر ۰/۵۰ و ۲/۶۱ می‌باشد.



شکل ۴- نمودار داده‌های دبی پایه و رواناب مستقیم مشاهداتی و تخمین شده توسط مدل‌های مربوطه.

در این پژوهش ابتدا مدل‌های مناسب بر سری‌های زمانی داده‌های دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم برازش داده شده و پیش‌بینی داده‌ها برای هر کدام برای پنج سال آماری (۹۰-۱۳۸۵) انجام شد. شکل ۵ نمودار سری زمانی داده‌های مشاهده شده و تخمین شده براساس مدل را نشان می‌دهند.

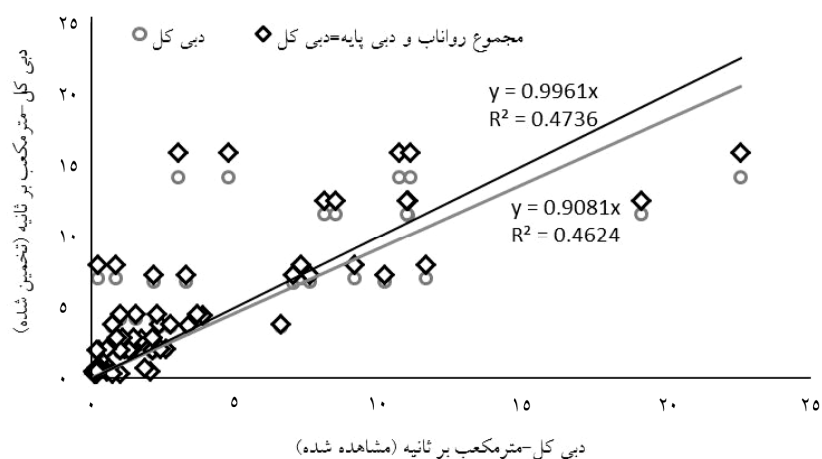


شکل ۵- نمودار سری زمانی داده‌های دبی کل مشاهده شده و محاسبه شده.

پرویز و همکاران (۲۰۰۹) برای پیش‌بینی جریان، مدل آریمای را به‌عنوان بهترین مدل انتخاب نمودند. بشری و وفاخواه (۲۰۱۰) به مقایسه روش‌های مختلف تحلیل سری‌های زمانی در پیش‌بینی دبی ماهانه حوضه آبریز کرخه پرداختند و مدل‌های سری زمانی آریمای را به‌عنوان مدل مناسب معرفی کردند. منجوشری و همکاران (۲۰۱۱) مدل‌های سری زمانی ARIMA را برای پیش‌بینی دبی ماهانه رودخانه کنگ ساباتی در هند به‌عنوان بهترین روش مدل‌سازی جریان معرفی نمودند. در این پژوهش نیز با توجه به نتایج به‌دست آمده مدل آریمای فصلی برای پیش‌بینی جریان در ایستگاه ارازکوسه به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شده است که با نتایج سایر پژوهشگران برای مدل‌سازی جریان در سایر ایستگاه‌ها مطابقت دارد.

با توجه به این‌که دبی کل برابر مجموع دبی پایه و رواناب مستقیم است، به‌منظور مدل‌سازی دقیق‌تر دبی کل، ابتدا داده‌های دبی کل براساس مدل $ARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 0)$ پیش‌بینی شده و سپس برای پیش‌بینی دبی کل به روش دیگر، ابتدا داده‌های دبی پایه و رواناب مستقیم هر یک به‌ترتیب با مدل‌های $ARIMA(1, 1, 1)(0, 1, 0)$ و $ARIMA(1, 0, 1)(0, 1, 1)$ پیش‌بینی شده و سپس مجموع مقادیر پیش‌بینی شده دبی پایه و رواناب مستقیم به‌عنوان دبی کل پیش‌بینی شده در نظر گرفته شد. به‌منظور مقایسه دو روش بالا، داده‌های دبی کل پیش‌بینی شده در هر دو روش در برابر داده‌های

مشاهداتی دبی کل ترسیم گردید. نتایج نشان می‌دهد که وقتی هر یک از دبی‌های پایه و رواناب مستقیم به صورت جداگانه مدل‌سازی و پیش‌بینی گردند و سپس مجموع مقادیر پیش‌بینی شده دبی پایه و رواناب مستقیم به عنوان دبی کل پیش‌بینی شده در برابر دبی کل مشاهداتی ترسیم می‌گردد، تخمین تا حدودی واقعی‌تر بوده و خطای پیش‌بینی کم‌تری نسبت به زمانی که دبی کل به تنهایی مدل‌سازی می‌شود خواهیم داشت. در روش اول مقدار ضرایب ناش-ساتکلیف و جذر میانگین مربعات خطا برای پیش‌بینی مقدار دبی کل به ترتیب برابر ۰/۴۶ و ۳/۴۶ و مقدار ضرایب در روش دوم به ترتیب برابر ۰/۵۴ و ۳/۱۹ می‌باشد (شکل ۶).



شکل ۶- نمودار دبی کل مشاهده شده و تخمین شده براساس مدل.

نتیجه‌گیری

کمبود آب در مناطق خشک و نیمه‌خشک یک عامل بازدارنده مهم در توسعه پایدار این مناطق محسوب می‌شود و ارایه روشی کارآمد برای پیش‌بینی مناسب از آورد رودخانه‌ها می‌تواند در مدیریت بهینه آب دارای اهمیت باشد. مدل‌های سری زمانی می‌تواند نقش مهمی در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت سری‌های زمانی داده‌های منابع آب سطحی داشته باشد. در این پژوهش، مدل سری زمانی آریمای فصلی به منظور پیش‌بینی سری زمانی داده‌های دبی کل، دبی پایه و رواناب مستقیم مورد ارزیابی قرار گرفته است و مدل $ARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 1)$ برای داده‌های دبی کل و مدل $ARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 1)$ برای داده‌های دبی پایه و رواناب مستقیم مورد ارزیابی قرار گرفته است.

برای داده‌های دبی پایه و مدل $(1, 1, 1)(0, 1, 0)$ ARIMA برای داده‌های رواناب مستقیم به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شدند. با فرض حاکم بودن این الگوها در آینده، از این مدل‌ها برای پیش‌بینی هر یک از سری‌ها در آینده استفاده می‌شود. علاوه بر مدل‌سازی دبی‌ها در ایستگاه مورد مطالعه، روش‌های مختلف به‌منظور پیش‌بینی دبی کل رودخانه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این بخش نشان داد که جداسازی دبی پایه از آورد رودخانه با استفاده از روش‌های مناسب و مدل‌سازی جداگانه هر یک از دبی‌های پایه و رواناب مستقیم و سپس برآورد مقادیر پیش‌بینی آینده برای هر کدام از این سری‌ها و در نهایت استفاده از مجموع آن‌ها می‌تواند به پیش‌بینی مناسب‌تری از آورد کل رودخانه منتهی گردد. پیشنهاد می‌گردد برای ادامه پژوهش‌ها به‌منظور مدل‌سازی جریان و تخمین آن برای آینده از روش فناوری‌های نوین استفاده گردد و همچنین از روش‌های منطقه‌ای به‌جای روش ایستگاهی استفاده شود.

منابع

1. Bashri, M., and Vafakhah, M. 2010. Comparison of Different Time Series Analysis Methods for Forecasting Monthly Discharge in Karkheh Watershed. J. Irrig. Water Engin. 1: 2. 75-86. (In Persian)
2. Box, G., and Cox, D.R. 1964. An analysis of transformations. J. Roy. Stat. 26: 211-252.
3. Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. 1976. Time Series Analysis, Forecasting and Control. Wiley. Holden-Day, San Francisco.
4. Chitsazan, M., and Kashkoli, H.A. 2002. Groundwater modeling and solving problems Hydrogeological. Shahid Chamran University of Ahvaz, Institute Press. 702p. (Translated In Persian)
5. Dodangeh, S., Abedi Koupai, J., and Gohari, S.A. 2012. Application of Time Series Modeling to Investigate Future Climatic Parameters Trend for Water Resources Management Purposes. JWSS-Isfahan University of Technology. 16: 59. 59-74. (In Persian)
6. Ghanbarpour, M., Teimouri, M., and Gholami, S. 2008. Comparison of base flow estimation methods based on hydrograph separation (Case study: Karun Basin). JWSS - Isfahan University of Technology. 12: 44. 1-13. (In Persian)
7. Khalili, K., Fakheri Fard, A., Dinpajooh, Y., and Ghorbani, M.A. 2011. Nonlinearity Testing of Stream Flow Processes by BDS Test (Case study: Shaharchi River in Urmia). J. Soil Water. 21: 2. 25-37. (In Persian)
8. Khalili, K., Fakheri Fard, A., Dinpajooh, Y., and Ghorbani, M.A. 2010. Trend and Stationarity Analysis of Streamflow for the Purpose of Hydrological Time Series Modeling. J. Soil Water. 20: 1. 61-72. (In Persian)

9. Manjushree, S., Singh, R., and Vipul, S. 2011. Application of Software Packages for Monthly Stream Flow Forecasting of Kangsabati River in India. *Inter. J. Com. Appl.* 20: 3. 7-14.
10. Meshkani, M.R. 1997. Forecasting Drought in western provinces of Iran: A time series approach. *Proceeding of the 8th international conference on rainwater catchment systems*, Tehran, Iran. Pp: 449-457.
11. Modarres, R. 2007. Stream flow drought time series forecasting. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 21: 3. 223-233.
12. Nathan, R.J., and McMahon, T.A. 1990. Evaluation of automated techniques for base flow and recession analyses. *J. Water Resour. Res.* 26: 1465-1473.
13. Naveh, H., KHalili, K., Alami, M.T., and Behmanesh, J. 2012. Forecasting River flow By Bilinear Nonlinear Time Series Model (Case Study: Barandoz-Chay and Shahar-Chai Rivers). *J. Water Soil (Food Science and Technology)*. 26: 5. 1299-1307. (In Persian)
14. Nikmanesh, M., and Beidokhti, N. 2012. Compare wavelet and time series in modeling monthly rainfall (Saadat shahr and Arsanjan in Fars Province). *J. Phys. Geograph.* 16: 1-10. (In Persian)
15. Niromand, H. 2007. *Time series analysis: univariate and multivariate methods*. Second Edition. Ferdowsi University of Mashhad, Institute Press. 602p. (In Persian)
16. Parviz, L., Kholghi, M., and Fakhelifard, A. 2009. Forecasting annual streamflow using autoregressive integrated moving average model and fuzzy regression. *J. Soil Water*. 19: 1. 65-82. (In Persian)
17. Samani, N., Raeissi, E., and Soltani, A.R. 1994. Modeling the stochastic behavior of the Fars river. *J. Sci. IRI*. 5: 1-2. 49-58.
18. Soltani, S., Modarres, R., and Eslamian, S.S. 2007. The use of time series modeling for the determination of rainfall climates of Iran. *Intl. J. Clim.* 27: 6. 819-829.
19. Tamaskani, A. 2012. Compare of hydrograph separation methods in gorganrood catchment. M.Sc. Thesis. Faculty of water and soil engineering. Gorgan University of Agriculture Science and Natural Resources. 80p. (In Persian)
20. Teimouri, M., Ghanbarpour, M.R., Bashirgonbad, M., Zolfaghari, M., and Kazemikia, S. 2011. Comparison of baseflow index in hydrograph separation with different methods in some rivers of west Azarbaijan province. *JWSS - Isfahan University of Technology*. 15: 57. 219-228. (In Persian)



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 21(3), 2014
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Comparative Analysis of Time Series Models for Total Flow, Base-Flow and Runoff (Case study: Chehelchai River, Gloestan Province)

***L. Rahimi¹, A.A. Dehghani², Kh. Ghorbani³ and M. Abdolhosseini³**

¹M.Sc. Graduate, Dept. of Water Resources Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, ²Associate Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, ³Assistant Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources

Received: 06/23/2013; Accepted: 02/18/2014

Abstract

Forecasting hydrological variables are suitable tools for water resources management. For this aim, time series models as efficient methods have been considered by the hydrologists. Also, in this study, time series modeling has been considered and seasonal time series models on the total flow, base flow and run-off data of hydrometric station Arazkuseh with 35-years period have been fitted. Afterwards, condition and accuracy of fitted models in forecasting future discharges were considered using Akaike Information Criterion (AIC), Root Mean Squared Error (RMSE) and other parameters. The results show that, ARIMA(1,0,0)(0,1,1) is the best model for forecasting the total flow and base flow, respectively and ARIMA(1,0,1)(0,1,1) is the best model for forecasting the run-off. For assessing the accuracy of models, 5 years data from 2007 to 2012 were used for estimation of total flow, base flow and run-off. RMSE and R^2 for forecasting the total flow is 3.46 and 0.47, for base flow 2.61 and 0.48 and run-off 0.83 and 0.23 were obtained. The results revealed that if the total discharge was obtained by summation of values obtained from base flow and run off time series model, the more accurate results could be obtained.

Keywords: Time series, Run-off, Base flow, Forecasting, Seasonal model

* Corresponding Author; Email: rahimi.leila0093@gmail.com

