

مقایسه مدل‌های سری زمانی فصلی، دوخطی BL و غیرخطی آستانه SETAR در پیش‌بینی جریان ماهانه ورودی به مخزن سد مارون

عباس احمدپور^۱، سید حسن میرهاشمی^۲، پرویز حقیقت‌جو^۳، فاطمه قریشی^۴

۱. کارشناس ارشد مهندسی منابع آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل

۲. دانش‌آموخته دکتری آبیاری و زهکشی، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل

۳. عضو هیئت علمی گروه مهندسی آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل

۴. کارشناس ارشد منابع آب، سازمان آب و برق خوزستان

(تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۰۱/۲۰؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۸/۰۴/۳۱)

چکیده

در پژوهش حاضر از مدل‌های سری زمانی فصلی SARIMA، حالت-ویترز، مدل‌های دوخطی BL و مدل دورژی می غیرخطی خودهمبستگی آستانه SETAR برای پیش‌بینی جریان ماهانه ورودی به مخزن سد مارون استفاده شده است. به این منظور، از داده‌های ایستگاه آب‌سنجی ایدنک واقع در استان خوزستان با طول دوره آماری ۳۴ سال طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است. از تبدیل لگاریتمی برای نرمال‌سازی داده‌های شدت جریان ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک استفاده شد. همچنین، برای حذف مؤلفه فصلی داده‌های ماهانه از روش تفاضل‌گیری بهره گرفته شد. از آزمون استقلال باقی‌مانده‌های مدل (لج‌ونگ-باکس یا پورت مانتو) و توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی برای بررسی صحت (کیفیت برازش) مدل‌های یادشده استفاده شد. در نهایت، مدل‌های $SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)12$ ، $BL(2,1,1,1)$ و $SETAR(2;7,3)$ با داشتن حداقل مقدار معیار آکائیک و شوارتز به عنوان مدل‌های برتر انتخاب شدند. نتایج ارزیابی مدل‌های برازش‌یافته نشان داد مدل دوخطی (BL) با مقادیر ضریب تعیین و ریشه میانگین مربعات خطا، به ترتیب برابر با $0/81$ و $14/80$ مترمکعب بر ثانیه، دقت قابل قبولی در پیش‌بینی جریان ماهانه رودخانه مارون دارد. با توجه به نتایج مشخص شد که با افزایش مرتبه خودهمبستگی غیر فصلی در مدل‌های ساریما صحت مدل و عملکرد آنها در پیش‌بینی جریان ماهانه تضعیف می‌شود. همچنین، با بررسی نتایج به دست آمده از مدل‌ها مشخص شد که مدل حالت-ویترز با داشتن مقدار ضریب تعیین و ریشه میانگین به ترتیب برابر $0/56$ و 10 مترمکعب بر ثانیه ضعیف‌ترین عملکرد در پیش‌بینی جریان ماهانه حوضه مارون را دارد.

کلیدواژگان: پیش‌بینی جریان ماهانه، حوضه مارون، سری زمانی، معیار آکائیک، معیار شوارتز.

مقدمه

پیش‌بینی جریان رودخانه‌ها با توجه به اهمیت آن در طراحی تأسیسات آبی، آبیگری از رودخانه‌ها، برنامه‌ریزی و بهره‌برداری از مخازن سدها، کنترل فرسایش و رسوب رودخانه‌ها از گذشته مورد توجه بوده است. بنابراین، تا کنون مطالعات زیادی توسط محققان در زمینه برآورد رواناب رودخانه‌ها صورت گرفته است. همچنین، مدل‌های سری زمانی یکی از ابزارهای کارآمد در مدل‌سازی و پیش‌بینی فرایندهای هیدرولوژیکی، در مهندسی منابع آب محسوب می‌شوند. از مزیت‌های مهم مدل‌های سری زمانی این است که تعداد داده‌های مورد نیاز این‌گونه مدل‌ها در مقایسه با مدل‌های مفهومی و فیزیکی، کمتر است و همین امر سبب استفاده گسترده از این مدل‌ها در زمینه‌های در مسائل هیدرولوژیکی و منابع آب شده است. بنابراین، تا کنون پژوهش‌های متعددی توسط محققان داخلی و خارجی با هدف مدل‌سازی داده‌های هواشناسی و هیدرولوژی با استفاده از مدل‌های سری‌های زمانی صورت گرفته است که می‌توان در این زمینه به موارد ذیل اشاره کرد.

توماس و فیرینگ جزء اولین کسانی هستند که از مدل‌های خودهمبسته در تحلیل جریان‌های رودخانه بهره جستند [۱] و شاید بتوان گفت نخستین گام مهم، کاربرد عملی سری‌های زمانی در هیدرولوژی توسط مک کرچار و دلور برداشته شد [۲] که با توجه به وجود ویژگی‌های فصلی ARIMA را برای شبیه‌سازی رودخانه انتخاب کردند. جین و سیرواستاوا مدل‌های شبکه عصبی و سری زمانی ARMA را برای پیش‌بینی آبدی و رودی به مخزن اورپسا در هند به کار بردند که عملکرد شبکه عصبی بسیار مناسب گزارش شد [۳]. بنی‌حبیب و همکارانش از مدل شبکه عصبی مصنوعی و رگرسیون خطی برای پیش‌بینی جریان روزانه ورودی سد دز استفاده کردند. در نهایت، مطالعه آنها برتری شبکه عصبی نسبت به مدل رگرسیون خطی در پیش‌بینی جریان روزانه سد دز را تأیید کرد [۴]. ناوه و همکارانش به پیش‌بینی جریان رودخانه با استفاده از مدل غیرخطی BL در رودخانه‌های باراندوز و شهرچای ارومیه پرداختند و نشان دادند مدل غیرخطی BL خطای کمتری نسبت به مدل ARIMA دارد [۵]. Svetlikova و همکاران از مدل‌های SETAR و ARMA برای مدل‌سازی بارش و دبی ماهانه در اسلوواکی استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد برای مدل SETAR

مناسب است و نیز برای بارش مدل ARMA عملکرد بهتری نسبت به SETAR دارد [۶]. احمدی و همکارانش جریان روزانه رودخانه باراندوز چای را با استفاده از مدل دوخطی سری زمانی و روش برنامه‌ریزی الگوریتم ژنتیک پیش‌بینی کردند. در نهایت، نتایج به‌دست‌آمده از دو الگو برتری روش برنامه‌ریزی ژنتیک با خطای ۲/۲۹ درصد خطا نسبت به مدل دوخطی سری زمانی در پیش‌بینی جریان روزانه رودخانه باراندوز چای را نشان داد [۷]. وانگو و همکارانش رواناب سالانه را با ARIMA و EEMS-SARIMA بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد مدل EEMD-ARIMA با دقت درخور توجهی نسبت به ARIMA پیش‌بینی سالانه را انجام می‌دهد [۸]. نتایج تحقیقات پسندیده‌فر و همکارانش نشان داد سودمندی مدل‌های سری زمانی و آنالیز چندمتغیره آماری در بررسی اثر تغییر کاربری اراضی بر پارامتر کیفی منابع آب است [۹]. ولی‌پور و همکارانش مقایسه بین روش‌های ARMA و ARIMA و شبکه عصبی مصنوعی اتورگرسیو را در جریان ورودی ماهانه به مخزن سد دز انجام دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد جریان ورودی پیش‌بینی‌شده در ARIMA بهتر از پیش‌بینی ARMA بوده است [۱۰]. وانگ و همکارانش از ترکیب مدل‌های ARIMA و GARCH برای برازش واریانس و میانگین روزانه جریان رودخانه زرد در چین استفاده کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد مدل ARMA-GARCH نتایج بسیار سودمندی در مدل‌سازی سری روزانه جریان رودخانه ارائه می‌کند [۱۱]. کومورمیک و همکارانش عملکرد مدل‌های غیرخطی TAR و SETAR را در پیش‌بینی داده‌های میانگین ماهانه جریان رودخانه‌الپاین در اسلواکی مقایسه کردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد مدل TAR نسبت به مدل SETAR پیش‌بینی دقیق‌تری ارائه می‌کند [۱۲]. با توجه به اهمیت مدل‌سازی جریان رودخانه و کاربرد آن در برنامه‌ریزی منابع آب، هدف اصلی پژوهش حاضر پیش‌بینی جریان دبی ماهانه ورودی به مخزن سد مارون با استفاده از مدل‌های سری زمانی فصلی SARIMA^۱، مدل حالت-وینترز^۲ و مدل‌های دوخطی BL^۳ و مدل دو رژیم غیر خطی آستانه SETAR^۴ و ارزیابی مقایسه‌ای عملکرد آنهاست. همچنین، نوآوری تحقیق حاضر

1. Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average
2. Holt winters
3. Bi-Linear
4. Self-Exciting Threshold Auto-Regressive

این است که تا کنون هیچ مطالعه‌ای در خصوص مقایسه عملکرد هر چهار مدل سری زمانی یادشده در زمینه پیش‌بینی رواناب توسط محققان داخلی و حتی خارجی صورت نگرفته است.

مواد و روش‌ها

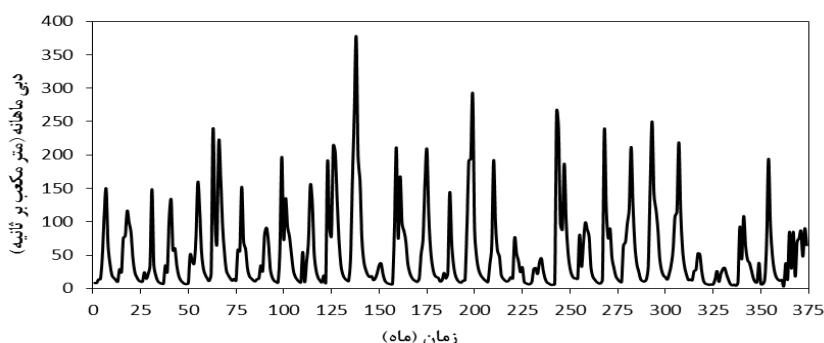
منطقه مطالعه شده و داده‌ها

حوضه مارون با مساحت حدود ۳۸۲۴ کیلومترمربع در مختصات جغرافیایی ۵۰ درجه و ۴۹ دقیقه تا ۱۰ درجه و ۵۱ دقیقه طول شرقی، ۳۰ درجه و ۳۰ دقیقه تا ۲۰ درجه و ۳۱ دقیقه عرض شمالی و در ارتفاعات شهرستان بهبهان در استان خوزستان واقع شده است. میانگین بارندگی سالانه در حوضه مارون از حدود ۱۵۰ میلی‌متر در

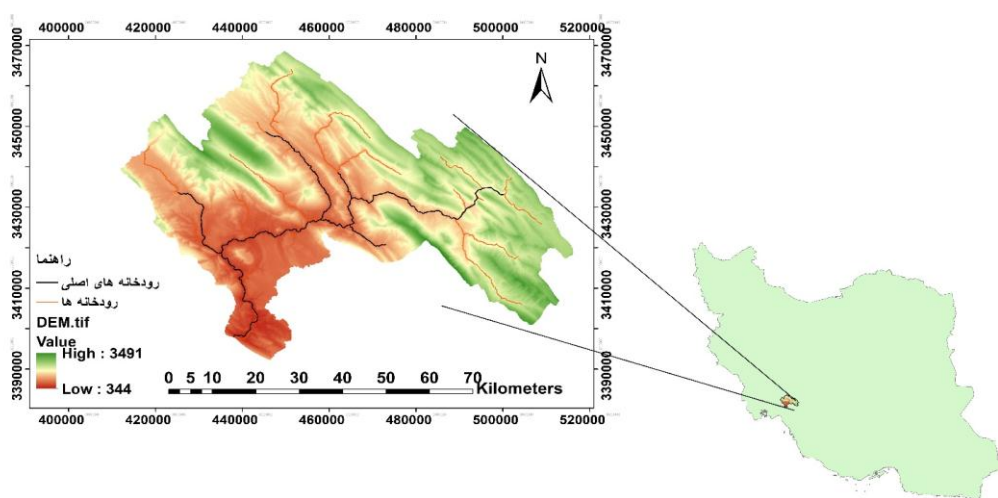
جلگه‌های پست ساحلی تا حدود ۹۰۰ میلی‌متر در ارتفاعات شمالی تغییر می‌یابد. رژیم این بارش‌ها مدیترانه‌ای است و حداکثر نزولات جوی طی ماه‌های آذر تا اسفند رخ می‌دهد. طول فصل خشک حوضه طولانی است و در مناطق کم‌ارتفاع از اردیبهشت تا پایان مهرماه ادامه می‌یابد. بخش عمده حوضه آبخیز رودخانه مارون را مناطق کوهستانی تشکیل می‌دهد. در جدول ۱ مشخصات آماری سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنک آمده است. نمودار تغییرات دبی جریان ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنک در شکل ۱ ارائه شده است. همچنین، در شکل ۲ تصویر شماتیک حوضه مارون به همراه شکل آبراهه‌ها ارائه شده است.

جدول ۱. مشخصات آماری سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنک

نام ایستگاه	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	ضریب چولگی
ایدنک	۵۲/۴۵	۳۷۷/۱۷	۴/۲۵	۵۸/۳۲	۲/۰۵



شکل ۱. نمودار سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک



شکل ۲. موقعیت حوضه مارون در کشور ایران

پیدا کند. برای برازش مدل بی‌لینییر دو مرحله وجود دارد: یکی تعیین مرتبه مدل (p, q, r, s) و دیگری تخمین ضرایب θ, φ, β است. تعیین پارامترهای مدل با استفاده از روش آکائیکه انجام می‌گیرد. هر مرتبه که مقدار آکائیکه کمتری داشته باشد، به‌عنوان مرتبه مدل مناسب انتخاب می‌شود. مقدار آکائیکه برای مراتب مختلف مدل از رابطه ۳ محاسبه می‌شود [۱۵].

$$AIC(p, q) = n \ln(\sigma_e^2) + \frac{2(p+q+r+s)}{(n-p-q-r-s)} \quad (3)$$

که در آن q مرتبه میانگین متحرک، n تعداد داده‌ها، p مرتبه مدل خودهمبسته، و واریانس خطاها σ_e^2 است. با داشتن مرتبه مدل دوخطی می‌توان از روش درست‌نمایی برای تخمین ضرایب مدل استفاده کرد.

مدل غیرخطی آستانه (SETAR)

مدل غیرخطی آستانه ابتدا توسط Tong معرفی شد. یکی از حالت‌های خاص از مدل TAR مدل SETAR، مدل غیرخطی آستانه (SETAR) است که معمولاً به مدل‌های خطی قطعه‌ای یا مدل‌های رژیم-سوئیچینگ نسبت داده می‌شوند. این مدل شامل k بخش $AR(p)$ می‌شود و مرتبه مدل خودهمبسته در هر رژیم یا قطعه متفاوت است. به طوری که یک فرایند طبق مقدار مشاهده‌شده (یک آستانه) به فرایند دیگری تغییر می‌کند. در مدل SETAR، جابه‌جایی‌ها بین رژیم‌ها توسط یک متغیر که آستانه نامیده می‌شود، کنترل می‌شوند، با این تفاوت که مقدار آستانه مدل SETAR به صورت خودالقایی^۱ است. به این صورت که متغیر آستانه مدل SETAR مقداری تأخیر داده‌شده از خود سری زمانی است و به صورت متغیر درون‌زا محسوب می‌شود و به خلاف مدل TAR است که آستانه به عنوان یک متغیر برون‌زا فرض می‌شود [۱۷]. مدل SETAR که دو رژیم دارد، SETAR(2; p, r)، به صورت رابطه ۴ در نظر گرفته شد [۱۶].

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } Y_{t-d} \leq \tau \\ \alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } Y_{t-d} > \tau \end{cases} \quad (4)$$

مدل SARIMA

مدل SARIMA توسط باکس و همکارانش برای سری‌های زمانی فصلی توسعه داده شد. اگر در یک سری زمانی رفتار متناوبی در فاصله‌های زمانی مشخص (S) ظاهر شود، این سری زمانی شامل تناوب فصلی است و برای مدل‌سازی آن از مدل SARIMA استفاده می‌شود. این مدل به فرم $SARIMA(p, d, q)(P, D, Q)_s$ نشان می‌دهد در ساختار آنها جزء فصلی مدل و (p, d, q) جزء غیرفصلی مدل و (P, D, Q) طول دوره فصل است. با استفاده از عملگر انتقال به عقب B فرم کلی مدل به صورت رابطه ۱ نشان داده می‌شود [۱۳].

$$\varphi_p(B) \phi_p(B^s) \nabla^d \nabla_s^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t \quad (1)$$

که $\Theta(B^s)$ و $\Phi(B^s)$ به ترتیب چند جمله‌ای برحسب B^s از درجه P و Q هستند. p : مرتبه خودهمبسته غیرفصلی، d : تعداد تفاضل‌گیری غیرفصلی، q : مرتبه میانگین متحرک غیرفصلی، P : مرتبه خودهمبسته فصلی، D : تعداد تفاضل‌گیری فصلی، Q : مرتبه میانگین متحرک فصلی و S : طول فصل است. ∇_s^D عملگر غیر فصلی و ∇_p^D عملگر فصلی و همچنین $\theta(B)$ و $\Phi(B)$ به ترتیب چندجمله‌ای‌های مرتبه p و q هستند.

مدل بی‌لینییر (BL)

گرانکر و اندرسون مدل بی‌لینییر را معرفی کردند. بسط مرتبه اول تیلور مدل‌های خطی سری زمانی هستند و نیز بسط مرتبه دوم سری تیلور ایده اصلی مدل بی‌لینییر است که به صورت رابطه ۲ تعریف می‌شود [۱۴]:

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\varphi_i Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \varepsilon_{t-j}) + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (\beta_{ij} Z_{t-i} \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن، Z_t سری زمانی مد نظر و p, q, r, s اعداد صحیح هستند که مرتبه مدل بی‌لینییر را نشان می‌دهند که به فرم $BL(p, q, r, s)$ نشان داده می‌شود. مدل ARMA خطی بسط داده‌شده در واقع همان مدل بی‌لینییر است که عبارت غیرخطی $\sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s (\beta_{ij} Z_{t-i} \varepsilon_{t-j})$ به سمت راست آن اضافه شده است. در این عبارت حاصل ضرب دو متغیر Z_{t-i} و ε_{t-j} که هر دو نسبت به زمان متغیر هستند، سبب شده معادله از حالت خطی خارج شود و مدل شکل غیرخطی

صورتی که مقدار Q از مقدار کای‌دوی جدول کمتر می‌شود، مورد تأیید قرار می‌گرفت.

مدل حالت-وینترز

به منظور پیش‌بینی سری‌های زمانی که علاوه بر روند دارای تغییرات فصلی یا سیکلی هستند، مدل حالت-وینترز به کار می‌رود و در مطالعات تغییرات و پیش‌بینی برخی عناصر هواشناسی در کشور استفاده شده است. برای به‌کارگیری این مدل نیاز به برآورد سه مؤلفه سطح یا میانگین x و روند (T) و مؤلفه فصلی (S) است. منظور از فصل در این مدل تغییراتی است که دوره تکرار آنها حداکثر یک سال باشد. سه عامل یادشده مطابق روابط ۸-۱۰ محاسبه می‌شوند.

$$F_t = \alpha(F_{t-1} - T_{t-1}) + (1-\alpha)\frac{Y_{t-1}}{S_{t-k}} \quad (8)$$

$$S_t = \gamma S_{t-k} + (1-\gamma)\frac{Y_t}{F_t} \quad (9)$$

$$T_t = \beta T_{t-1} + (1-\beta)(F_t - F_{t-1}) \quad (10)$$

که در این روابط:

F_t : مقدار هموارشده (smoothed) عامل سطح برای زمان t

F_{t-1} : مقدار هموارشده عامل سطح برای زمان $t-1$

Y_t : مقدار واقعی داده برای زمان $t-1$

T_t : مقدار روند تخمین زده شده

S_t : مقدار عامل فصلی تخمین زده شده

α : ثابت هموارسازی برای داده‌ها

β : ثابت هموارسازی برای تخمین روند

γ : ثابت هموارسازی برای تخمین تغییرات فصلی و k

دوره زمانی در هر سال است. ضرایب هموارسازی نمایی حالت وینترز همواره بین صفر و یک است.

معیارهای ارزیابی مدل‌ها

در پژوهش حاضر، به منظور ارزیابی عملکرد هر یک از مدل‌های یادشده از تعدادی معیار عددی در تعیین کارایی مدل‌ها استفاده شد. این معیارها عبارت‌اند از:

میانگین انحراف خطا

$$MSD = \frac{\sum_{i=1}^n (S_i - O_i)^2}{n} \quad (11)$$

که در آن ε_t نوفه سفید، p و r به ترتیب مرتبه‌های مدل AR رژیم‌های پایین ($Y_{t-d} \leq \tau$) و بالا ($Y_{t-d} > \tau$) ضرایب معادله‌ها، τ مقدار آستانه و d زمان تأخیر معادله دورژیمی بالا را نشان می‌دهد و با حداکثر کردن تابع درست‌نمایی، این مقادیر محاسبه می‌شوند. بنابراین، مقادیر مشاهداتی میانگین دبی روزانه (Y_t) طبق معادله ۵، در دو دسته یا رژیم مختلف که کمتر یا بیشتر از حد آستانه است، قرار می‌گیرند. در نتیجه، برای هر رژیم به صورت جداگانه یک مدل AR با مرتبه p و r برازش داده می‌شود. به منظور برآورد یک مدل TAR، ابتدا باید پارامترهای آستانه (τ) و زمان تأخیر (d) برآورد شوند. سپس، داده‌ها به دو رژیم پایین و بالا تقسیم می‌شوند و در نهایت، ضرایب معادله‌های AR در هر رژیم محاسبه می‌شود. با حداکثر کردن تابع لگاریتم-درست‌نمایی مقادیر τ و d از طریق رابطه ۵ تعیین می‌شود:

$$l(\tau, d) = -\frac{n-p}{2} \{1 + \log(2\pi)\} - \frac{n_1(\tau, d)}{2} \log((\hat{\sigma}_1(\tau, d))^2) - \frac{n_2(\tau, d)}{2} \log((\hat{\sigma}_2(\tau, d))^2) \quad (5)$$

که n تعداد کل داده‌ها، p مرتبه مدل AR، n_1 و n_2 به ترتیب تعداد داده‌های واقع شده در رژیم‌های پایین و بالا، $\hat{\sigma}_1^2$ و $\hat{\sigma}_2^2$ نیز واریانس خطاهای به دست آمده از مجموع مربعات باقی مانده‌ها هستند. پس از آن، برای مقادیر τ و d ثابت شده و با به حداقل رساندن AIC، مرتبه‌های دو مدل پایین و بالا تخمین زده می‌شوند (رابطه ۶).

$$AIC(p, r, \tau, d) = -2l(\tau, d) + 2(p+r+2) \quad (6)$$

آزمون‌های کفایت مدل‌های خطی و غیرخطی

آزمون لجونگ-باکس از جمله آزمون‌های استفاده شده برای بیان کفایت مدل است. این آزمون با محاسبه آماره Q که از توزیع کای دو (χ_{k-m}^2) پیروی می‌کند، به شرح زیر به کار گرفته می‌شود (رابطه ۷):

$$Q = N(N+2) \sum_{k=1}^L (N-k)^{-1} r_k^2(\varepsilon) \quad (7)$$

طبق رابطه یادشده، N تعداد نمونه، L تعداد تأخیرهای تابع خودهمبستگی و r_k^2 مربع مقدار خودهمبستگی سری‌های زمانی باقی مانده (ε) در تأخیر k ام هستند. آماره Q محاسبه شده با مقدار کای دوی مستخرج از جدول در سطح معناداری ۵ درصد مقایسه شد. کفایت مدل در

استفاده شد. همان طور که در نمودار هیستوگرام داده‌های دبی ایستگاه آب‌سنجی ایدنک (شکل ۳ الف) مشاهده می‌شود، داده‌ها به دلیل داشتن چولگی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. با توجه به اینکه یکی از فرض‌های استفاده از مدل‌های سری زمانی، نرمال بودن داده‌هاست، بنابراین از تبدیل باکس کاکس با ضریب لاند ۰/۲۲- برای نرمال‌سازی داده‌های یادشده استفاده شد. شکل ۳ هیستوگرام داده‌های اصلی و استانداردشده دبی ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنک را نشان می‌دهد. همان طور که در شکل ۳ الف مشاهده می‌شود، داده‌های اصلی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند، اما داده‌ها پس از تبدیل باکس کاکس به فرم زنگوله‌ای تبدیل شده و نرمال شده‌اند (شکل ۳ ب). پس از نرمال‌سازی داده‌ها همان طور که قبلاً گفته شد، ایستایی یکی از اصول استفاده از مدل‌های سری زمانی نرمال بودن داده‌ها و ایستایی (واریانس- میانگین) سری‌های یادشده است و با توجه به اینکه بیشتر داده‌های ماهانه رفتار تناوبی و یا مؤلفه فصلی از خود نشان می‌دهند، در پژوهش حاضر برای ایستایی واریانس داده‌ها و حذف مؤلفه فصلی از تکنیک تفاضل‌گیری مرتبه ۱۲ بهره گرفته شد. علاوه بر این، با توجه به وجود نایستایی در میانگین سری یادشده، از تفاضل‌گیری مرتبه ۲ برای ایستایی میانگین سری بهره گرفته شد.

در شکل ۴ (الف) و (ب) به ترتیب مقادیر ACF و PACF داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک را نشان می‌دهد که تغییرات فصلی در آن کاملاً مشهود است. همچنین، برای انتخاب مدل مناسب برازش یافته SARIMA از آماره‌های شوارتز و آکائیک استفاده شد. به طور کلی، مدلی که کمترین مقدار آماره شوارتز و آکائیک را داشته باشد، به عنوان مدل برتر انتخاب می‌شود. همچنین، از آزمون باقی‌مانده‌های مدل (لجونگ-باکس) یا پورت مانتو برای بررسی صحت مدل‌ها استفاده شد. در جدول ۲ مقادیر پارامترهای آماری مدل‌های SARIMA مناسب برازش یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنک به دست آمده توسط نرم‌افزار مینی‌تب ۱۷ ارائه شد. شکل ۵ نمودار سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه ایدنک را ارائه می‌کند. با توجه به شکل ۵، میانگین و واریانس سری یادشده هیچ‌گونه نوساناتی را نشان ندادند، بنابراین می‌توان از مناسب بودن و نیز ایستایی بودن داده‌ها مطمئن شد.

ریشه میانگین مربعات خطا

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - \hat{Q}_i)^2}{n}} \quad (12)$$

ضریب تعیین

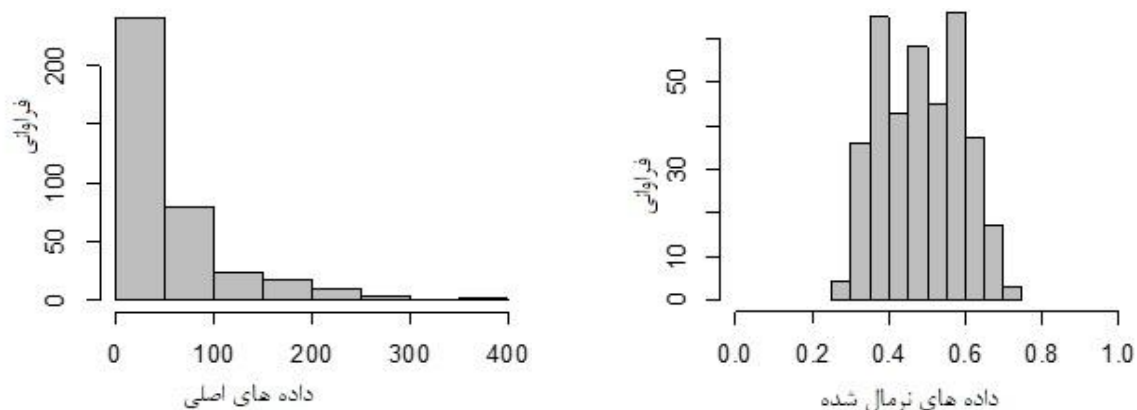
$$R^2 = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})(\hat{Q}_i - \bar{Q})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (Q_i - \bar{Q})^2 \sum_{i=1}^n (\hat{Q}_i - \bar{Q})^2}} \right] \quad (13)$$

در معادلات یادشده، Q_i سری زمانی مشاهده شده، \hat{Q}_i سری زمانی پیش‌بینی شده، \bar{Q} متوسط سری زمانی مشاهده شده و \bar{Q} متوسط سری زمانی پیش‌بینی شده هستند.

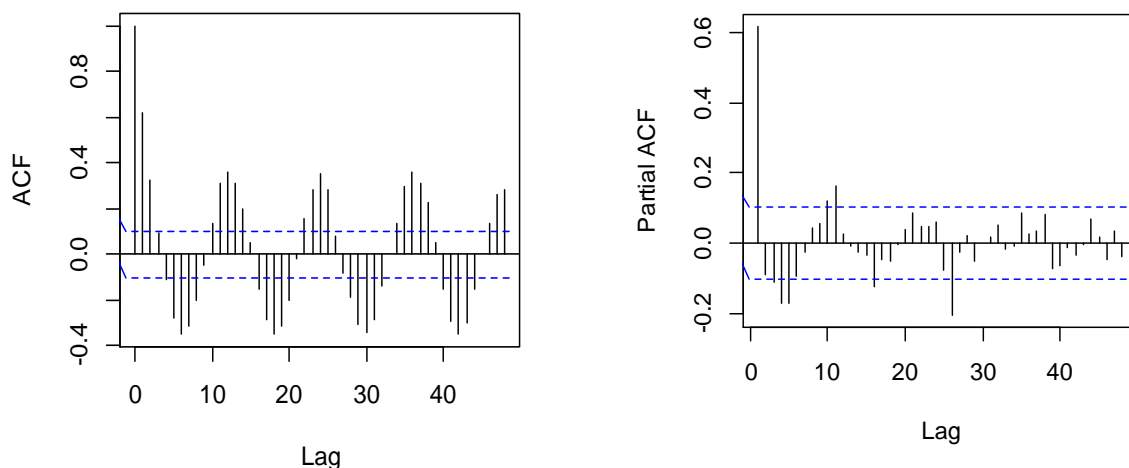
در پژوهش حاضر برای پیش‌بینی و مدل‌سازی دبی جریان ماهانه حوضه مارون از داده‌های ایستگاه آب‌سنجی ایدنک واقع در استان خوزستان با طول دوره آماری ۳۴ ساله طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است.

نتایج و بحث

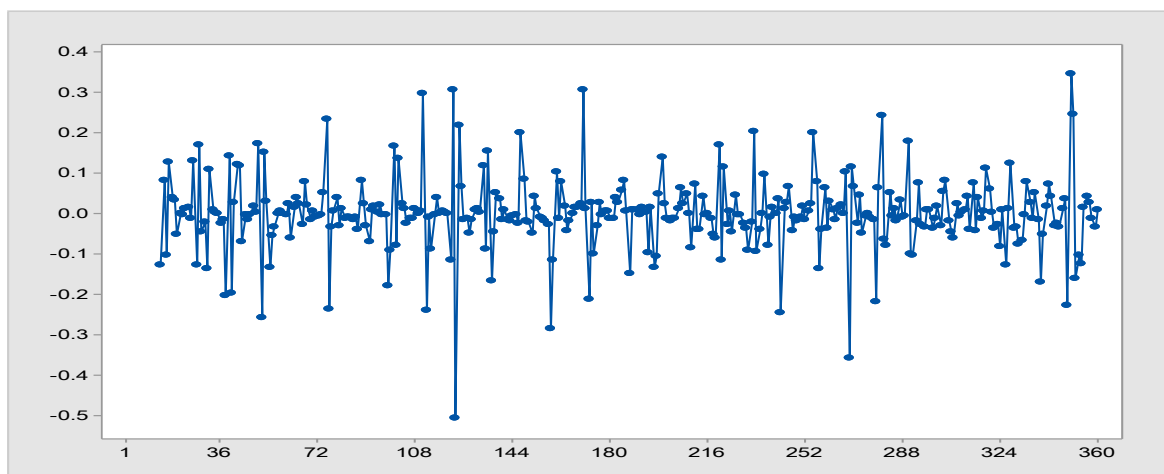
بازه زمانی مطالعه شده در پژوهش حاضر دوره آماری ۳۴ ساله (۱۳۶۱-۱۳۹۴) است. به منظور واسنجی (آموزش) مدل‌ها از داده‌های دبی ماهانه برای دوره زمانی ۱۳۶۱-۱۳۸۵ و همچنین برای صحت‌سنجی و تأیید مدل‌ها (اعتبارسنجی)، از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۹۲ و از داده‌های ماهانه سال ۱۳۹۳-۱۳۹۴ برای مرحله پیش‌بینی (تست) استفاده شد. در مدل‌سازی سری زمانی یکی از آزمون‌های مهم، تشخیص کیفیت داده‌ها از نظر طول دوره آماری آزمون ضریب هرست است. اهمیت بررسی کیفیت داده‌ها با آزمون ضریب هرست این است که اگر مقدار آماره ضریب هرست ۰/۵ باشد، یک سری مستقل نرمال را نشان می‌دهد و اگر بیشتر از ۰/۵ باشد، نیازی به تطویل اطلاعات سری نیست. مقدار ضریب هرست محاسبه شده برای داده‌های دبی ماهانه ایدنک برابر ۱/۲ تأکیدکننده عدم نیاز به تطویل سری است. برای مدل‌سازی داده‌های دبی ماهانه از مدل SARIMA که مناسب داده‌هایی با تغییرات فصلی است، استفاده شد. همچنین، برای ساختن یک مدل SARIMA، ساختار ACF و PACF که اغلب بینشی از الگوی احتمالی که داده‌ها به ما ارائه می‌دهد،



شکل ۳. هیستوگرام داده های (الف) اصلی و (ب) نرمال شده دبی ماهانه ایستگاه ایدنک



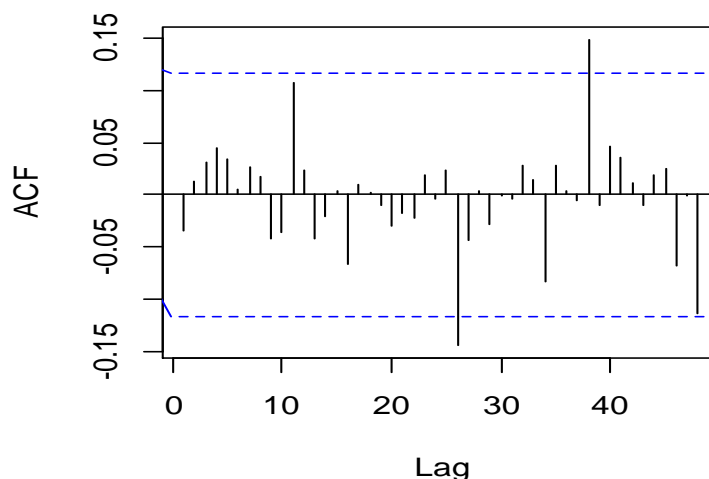
شکل ۴. نمودار تابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) دبی ماهانه ایستگاه ایدنک



شکل ۵. نمودار سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه پس از ایستادن

جدول ۲. پارامترهای آماری مدل‌های SARIMA برتر برازش یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک

Time series model	AIC	SBC	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
SARIMA(1,0,2)*(2,0,2) ₁₂	۲۱۱/۱۲	۲۵۸	۰/۶۰۷۳۱	۰/۷۲۳۱	-۲۰/۱۴	-۰/۳۸۴۹	۰/۲۸۷	۰/۷۳۴۱	-	-۰/۳۲۴۷
SARIMA(1,0,1)*(2,0,2) ₁₂	۱۸۶/۱۳۴	۲۱۴	۰/۵۸۹۱	۰/۶۲۱۷	-۰/۲۵۶۴	-۰/۴۲۶۱	-	۰/۳۴۱۷	-	-۰/۳۸۵۱
SARIMA(2,0,2)*(2,0,2) ₁₂	۲۲۸/۱۴	۲۷۴	۰/۶۴۲۱	۰/۴۳۲۱	-۰/۲۵۵۴	-۰/۳۱۲۴	۰/۱۱۲	۰/۲۱۴۱	۰/۲۲۱۳	-۰/۳۵۸۷



شکل ۶. نمودار تابع خودهمبستگی (ACF) سری باقی مانده‌های مدل SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)12 برازش یافته

خطا باقی مانده‌های حاصل از برازش مدل یادشده نرمال است و نمودار احتمال نرمال نقاط در امتداد یک خط مستقیم قرار دارند که این مطلب تأییدکننده نرمال بودن باقی مانده‌های مدل است. علاوه بر این، به وضوح مشخص شد که واریانس باقی مانده‌ها ساختار ندارد که خود اثبات کننده ثابت بودن یا ایستایی واریانس است. نمودار باقی مانده‌ها در برابر زمان در اطراف سطح افقی صفر پراکندگی مستطیلی بدون روندی را نشان دهد. نکته درخور توجه پژوهش حاضر در خصوص مدل‌های حالت-وینترز برآورد ضرایب مدل است. با توجه به اینکه برآورد این ضرایب با آزمون سعی و خطا انجام می‌شود و هیچ قاعده و الگوریتمی برای این منظور در نرم افزار مینی تب تعبیه نشده است، بنابراین تعیین بهینه مقادیر این ضرایب بسیار وقت گیر و طاقت فرساست. از سوی دیگر، مشخص شد که با کاهش ضریب بتا، قدرت پیش بینی مدل تا حدودی افزایش می‌یابد ولی صحت برازش مدل ضعیف می‌شود. این امر در مورد ضرایب گاما و الفا به عکس است. یعنی با افزایش مقادیر ضرایب الفا و بتا تا حدودی قدرت پیش بینی و صحت برازش مدل حالت وینترز افزایش می‌یابد. در جدول ۳ مقادیر بهینه ضرایب مدل حالت-

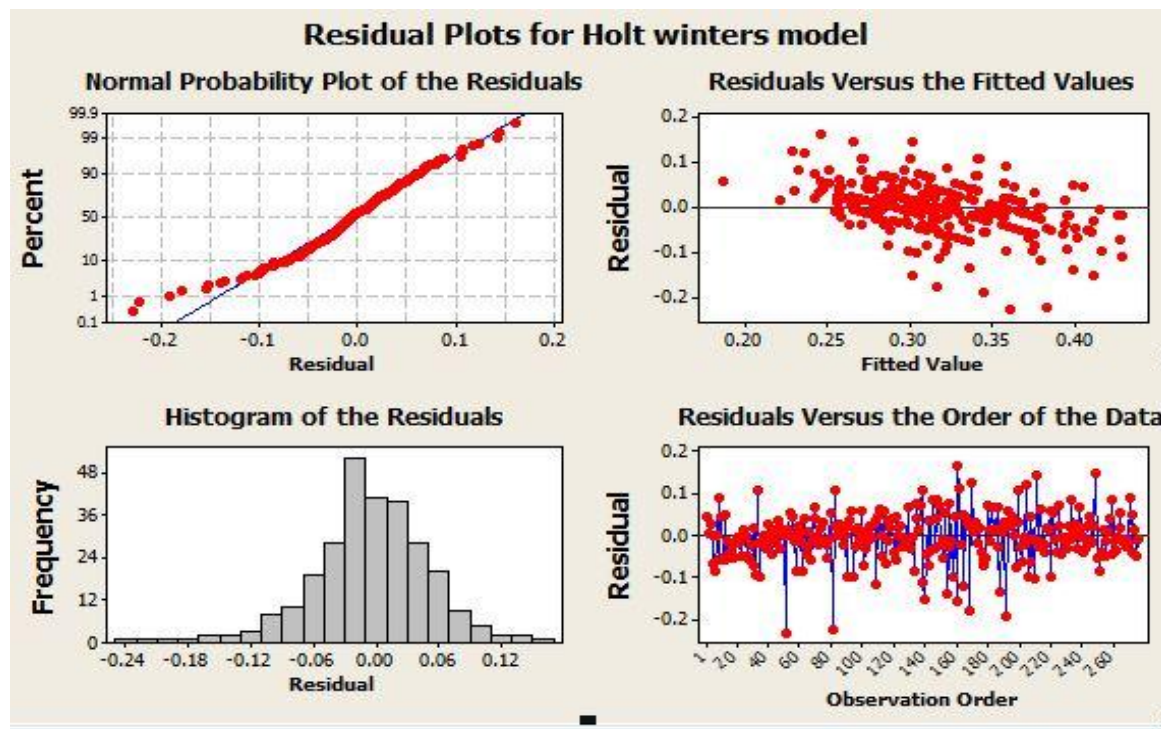
همان گونه که گفته شد، یکی از روش‌های آزمودن کفایت مدل برازش شده بر سری زمانی دبی ماهانه، بررسی تابع خودهمبستگی باقی مانده‌هاست. شکل ۶ نمودار تابع خودهمبستگی باقی مانده‌های مدل SARIMA برازش یافته را نشان می‌دهد. مطابق شکل ۶ مقادیر ACF باقی مانده‌ها در محدوده مجاز، باند اطمینان ۹۵ درصد $(\pm 1.96/\sqrt{n})$ قرار گرفته است، بنابراین باقی مانده‌ها ایستا بودند و هیچ گونه روندی را از خود نشان ندادند. همچنین، نکته مهم در مدل سازی داده دبی ماهانه با مدل‌های SARIMA این بود که با افزایش میانگین متحرک قسمت غیر فصلی مدل‌های یادشده، مقدار آماره پورت مانتئوی به دست آمده افزایش می‌یابد یا به بیان دیگر، صحت مدل‌های برازش یافته بر اساس آماره لجونگ-باکس (پورت-مانتئو) تضعیف می‌شود.

در شکل ۷ بافت نگار باقی مانده‌های مدل حالت-وینترز برازش یافته داده‌های دبی جریان ماهانه هیدرومتری ایدنک که به وسیله نرم افزار مینی تب ۱۷ انجام شده را نشان می‌دهد که شامل هیستوگرام باقی مانده‌ها، واریانس باقی مانده و نمودار باقی مانده‌ها روی کاغذ احتمال است. همان گونه که در بافت نگار مربوطه مشاهده می‌شود، توزیع

وینترز داده‌های دبی جریان ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک ارائه شده است. بررسی نتایج معیارهای ارزیابی مدل‌ها در جدول ۴ نشان می‌دهند که مدل حالت-وینترز با داشتن میانگین انحراف خطای زیاد در هر سه مرحله صحت‌سنجی، اعتبارسنجی و پیش‌بینی به ترتیب برابر با ۸۱، ۷۳ و ۶۵ ضعیف‌ترین عملکرد در برآورد دبی جریان ماهانه یادشده را در بین مدل‌های دارد که این مطلب تأییدکننده یافته‌های بشری و وفاخواه مبنی بر ضعف مدل حالت-وینترز در مدل‌سازی و پیش‌بینی جریان است. از سوی دیگر، نتایج مدل غیرخطی آستانه که به وسیله نرم‌افزار آماری R انجام شده است، نشان داد با افزایش مرتبه r مدل توانایی مدل در برآورد ضعیف می‌شود. همچنین، مدل‌های غیرخطی آستانه با مرتبه بالاتر خودهمبسته (P) توانایی و دقت خوبی در پیش‌بینی دبی ماهانه حوضه یادشده دارند [۱۸]. با توجه به مقدار عددی آماره لجونگ باکس، مقدار کی‌دوی برآورده‌شده مدل کمتر از مقادیر کای اسکور جدول است، بنابراین صحت برازش مدل تأیید شد (جدول ۴). ژانگ و همکارانش [۱۹] با استفاده از مدل‌های سری زمانی و شبکه عصبی به پیش‌بینی کیفیت آب دریاچه چاگان پرداختند. در مطالعه یادشده دو فاکتور اصلی کیفی آب شامل نیتروژن و فسفر کل بررسی شد. نتایج پژوهش یادشده بیان‌کننده افزایش غلظت نیتروژن کل طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۱ بود، اما غلظت فسفر کل تغییر در خور توجهی نشان نداد. الیوریا و همکارانش [۲۰] مدلی را برای پیش‌بینی مصرف روزانه آب ارائه دادند. این مدل بر مبنای مدل‌های سری زمانی ARIMA بود. آنها برای تخمین پارامترهای مدل سری زمانی از الگوریتم HS استفاده کردند و نشان دادند مدل‌سازی ARIMA به منظور پیش‌بینی مصارف روزانه آب سودمند است. از سوی دیگر، الگوریتم HS نیز برای تخمین پارامترهای مدل ARIMA مفید است.

همچنین، نتایج مدل‌های دورژیمی SETAR برازش‌یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک در جدول ۴ ارائه شده است که در نهایت مدل SETAR(2;7,3) با داشتن کمترین مقدار عددی آکائیک برابر با ۳۵۱ به عنوان مدل برتر از میان سایر مدل‌های غیرخطی آستانه انتخاب شد. در مدل‌سازی داده‌های ماهانه با مدل دوخطی BL در نهایت مدل‌های واتسون

گریک دوخطی $BL(2,1,1,1)$ با داشتن کمترین مقادیر آماره آکائیک برابر با ۲۷۱ نسبت به سایر مدل‌های دوخطی به عنوان مدل برگزیده انتخاب شد. که در این مدل β ، ϕ_1 ، ϕ_2 و θ به ترتیب برابر با ۰/۱۸۴، ۰/۴۸۹، ۰/۶۱۲ و ۰/۱۷۳ است. در نهایت، بررسی نتایج مدل‌های دوخطی (بی‌لینیر) نشان داد مدل‌های دوخطی با افزایش مرتبه اتورگرسیو توانایی مدل‌سازی و صحت برازش مدل تضعیف می‌شود. در مرحله صحت‌سنجی مدل $BL(2,1,1,1)$ با داشتن مقدار میانگین انحراف خطایی ۰/۴۲ ریشه میانگین مربعات خطا ۸/۶ مترمکعب بر ثانیه بین مقادیر مشاهده‌ای و شبیه‌سازی‌شده بهترین عملکرد را نسبت به سایر مدل‌ها داشته است. مقدار ریشه میانگین مربعات خطا بین دبی مشاهداتی و شبیه‌سازی‌شده در مرحله واسنجی برای مدل غیرخطی $BL(2,1,1,1)$ برابر با ۶/۳ مترمکعب بر ثانیه است. شکل ۸ تغییرات مقادیر دبی جریان مشاهداتی و شبیه‌سازی‌شده با مدل غیرخطی $BL(2,1,1,1)$ در مرحله پیش‌بینی ارائه می‌دهد که بیان‌کننده دقت زیاد مدل در شبیه‌سازی دبی جریان ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک است. همچنین، تأییدکننده توانایی قابل قبول مدل یادشده در شبیه‌سازی رواناب ماهانه حوضه مارون است که نتیجه این مطالعه با یافته‌های ناوه و همکارانش در زمینه توانایی مدل دوخطی در پیش‌بینی و شبیه‌سازی جریان رودخانه همخوانی دارد [۵]. در برازش هر سه مدل $BL(2,1,1,1)$ ، $SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)$ و $SETAR(2;7,3)$ سعی شد اصل امساک (استفاده از پارامترهای کمتر) که یکی از اصول اساسی در مبحث سری زمانی به شمار می‌آید و مدل‌بندی براساس حداقل پارامترهای ممکن هدف نهایی پژوهش حاضر است، رعایت شود. جدول ۵ نتایج آزمون کفایت مدل‌های برتر برازش‌یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک (لجونگ-باکس) را ارائه می‌دهد. با توجه به مقدار عددی آماره لجونگ-باکس مقدار کی‌دوی برآورده‌شده مدل‌های یادشده کمتر از مقادیر کای اسکور جدول است، بنابراین صحت برازش مدل‌ها تأیید شد. نمودار پراکندگی بین مقادیر دبی جریان ماهانه مشاهداتی در ایستگاه آب‌سنجی ایدنک و پیش‌بینی‌شده با مدل برازش‌یافته غیرخطی $BL(2,1,1,1)$ در شکل ۹ ارائه شده است.



شکل ۷. بافت‌نگار باقی‌مانده‌های مدل هالت-وینترز برازش‌یافته بر داده‌های دبی جریان ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک

جدول ۳. مقادیر بهینه ضرایب مدل هالت-وینترز برای داده‌های دبی جریان ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک

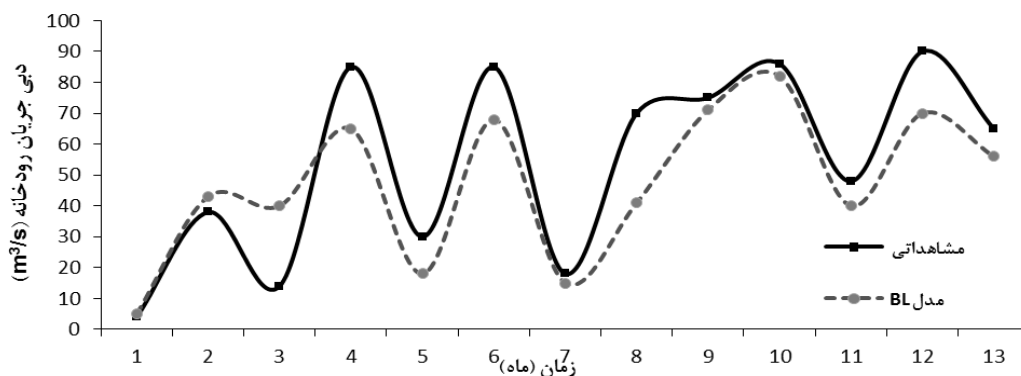
ایستگاه	alpha	beta	Gamma
ایدنک	۰/۳۸	۰/۰۲	۰/۲۳

جدول ۴. نتایج مدل‌های دو رژیم SETAR برازش‌یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک

نام ایستگاه	مدل	مقدار آستانه	معیار آکائیک
ایدنک	SETAR(۲,۳,۱)	۰/۴۷M3/S-۱/۱۳	۳۸۷
	SETAR(۲,۲,۷)	۰/۴۱۸M3/S-۰/۱۴۵۱	۴۲۱
	SETAR(۲,۷,۳)	۱/۸M3/S-۷۸/۱	۳۵۱

جدول ۵. نتایج آزمون کفایت مدل‌های برتر برازش‌یافته بر داده‌های دبی ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک (لجونگ-باکس)

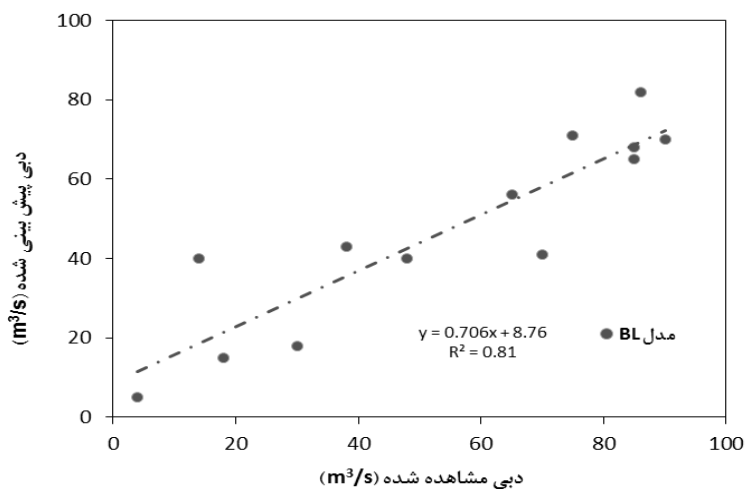
نتیجه آزمون	مقدار کای اسکور جدول	آماره Q	تأخیر	تعداد داده	مدل
قابل قبول	۵۳/۳۸	۴۲	۴۰	۲۹۴	SARIMA(۱,۰,۱)*(۲,۰,۲)۱۲
قابل قبول	۵۵/۷۵	۴۶	۴۰	۲۹۴	BL(۲,۱,۱,۱)
قابل قبول	۶۵/۱۷	۳۸	۴۰	۲۹۴	SETAR(۲,۷,۳)



شکل ۸. تغییرات مقادیر دبی جریان مشاهداتی و شبیه‌سازی شده با مدل غیرخطی $BL(2,1,1,1)$ در مرحله پیش‌بینی

جدول ۶. معیارهای عددی ارزیابی عملکرد مدل‌های یادشده در هر سه مرحله (صحت‌سنجی - اعتبارسنجی - پیش‌بینی) دبی ماهانه ایستگاه آب‌سنجی ایدنگ

مدل	مراحل مدل‌ها	R2	RMSE	MSD
$BL(2,1,1,1)$	صحت‌سنجی	۰/۹۲	۸/۶	۳۱
	اعتبارسنجی	۰/۸۶	۶/۳	۲۶
	پیش‌بینی	۰/۸۱	۴/۱	۲۰
SETAR(۲,۷,۳)	صحت‌سنجی	۰/۸۳	۱۰/۱	۳۷
	اعتبارسنجی	۰/۷۸	۸/۷	۳۱
	پیش‌بینی	۰/۷۵	۶/۹	۲۷
SARIMA(۱,۰,۱)*(۲,۰,۲) _{۱۲}	صحت‌سنجی	۰/۷۴	۱۲/۴	۴۰
	اعتبارسنجی	۰/۶۸	۱۰/۶	۴۴
	پیش‌بینی	۰/۶۱	۸/۲	۴۶
مدل هالت-وینترز	صحت‌سنجی	۰/۶۴	۱۴/۳	۵۳
	اعتبارسنجی	۰/۶۱	۱۰/۴	۴۹
	پیش‌بینی	۰/۵۶	۱۰/۲	۴۶



شکل ۹. نمودار پراکندگی مقادیر دبی جریان شبیه‌سازی توسط مدل $BL(2,1,1,1)$ نسبت به مقادیر مشاهداتی در مرحله پیش‌بینی

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر از مدل‌های فصلی سری زمانی هالت-وینترز و ساریما، مدل‌های دوخطی BL و مدل دورژیمی غیرخطی آستانه برای مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی ماهانه ورودی به مخزن سد مارون استفاده شد. از میان مدل‌های خطی مدل $SARIMA(1,0,1)*(2,0,2)12$ از میان مدل‌های غیرخطی مدل بی‌لینیئر $BL(2,1,1,1)$ و از میان مدل غیرخطی آستانه دورژیمی مدل $SETAR(2;7,3)$ با داشتن حداقل مقدار آماره آکائیک به عنوان مدل برتر انتخاب شدند. با توجه به اینکه خطوط تابع خودهمبستگی باقی‌مانده‌ها در محدوده مجاز قرار داشته و مقادیر آماره لجونگ-باکس که در آن مقدار کی‌دوی برآورد شده کمتر از مقدار کی‌دوی جدول است، صحت مدل‌های برازش‌یافته تأیید شد. همچنین، بررسی نتایج و برازش مدل‌های ساریما در پژوهش حاضر نشان داد با افزایش مراتب (پارامترهای مدل) اتورگرسیو و میانگین متحرک بخش فصلی به نسبت مساوی نسبت به بخش غیر فصلی کارایی مدل در پیش‌بینی و صحت برازش افزایش می‌یابد که این امر نشان‌دهنده وابستگی شدید دبی رودخانه مارون به تغییرات فصلی است و به عکس، با افزایش مراتب مدل در بخش غیر فصلی ساریما توانایی مدل‌سازی کیفیت و صحت برازش مدل‌ها تضعیف می‌شود. در نهایت، با نگاه اجمالی به آماره‌های عددی ارزیابی مدل‌ها و نمودارهای مقادیر پیش‌بینی‌شده نشان داد مدل دوخطی $BL(2,1,1,1)$ در مرحله پیش‌بینی با داشتن بیشترین مقدار ضریب تعیین و ریشه میانگین مربعات به ترتیب برابر با $0/81$ و $4/1$ مترمکعب بر ثانیه نسبت به سایر مدل‌های یادشده بیشترین تطابق را با داده‌های دبی مشاهداتی ایستگاه هیدرومتری ایدنک دارد. این مطلب تأییدکننده برتری نسبی مدل غیرخطی $BL(2,1,1,1)$ استفاده‌شده در پژوهش حاضر نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی یادشده در مدل‌سازی و پیش‌بینی جریان ماهانه حوضه مارون است. همچنین، مقایسه معیار عملکرد مدل‌ها در هر سه مرحله تأییدکننده عملکرد ضعیف مدل‌های ساریما و هالت-وینترز نسبت به دو مدل دورژیمی غیرخطی آستانه $SETAR$ و مدل دوخطی BL است که تنها مزیت استفاده گسترده از مدل‌های ساریما، سهولت کاربرد و مدل‌سازی داده‌های هیدرولوژیکی با مدل یادشده است. در نهایت، مشخص شد که مدل‌های هالت-وینترز با داشتن

کمترین مقادیر ضریب تعیین و میانگین انحراف خطا در مرحله پیش‌بینی به ترتیب برابر $0/56$ و 65 ضعیف‌ترین عملکرد و بیشترین خطا در پیش‌بینی جریان ماهانه را دارد. همچنین، با بررسی معیارهای ارزیابی عملکرد مدل‌ها مشخص شد که می‌توان با اطمینان کامل از مدل دوخطی BL در مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی جریان ماهانه حوضه مارون استفاده کرد.

منابع

- [1]. Thomas Harold A. Mathematical synthesis of streamflow sequences for the analysis of river basin by simulation. Design of water resources-systems. 1962, 459-493.
- [2]. McKerchar AI, Delleur LW. Application of Seasonal Parametric Linear Stochastic Models to Monthly Flow Data. Journal of Water Resources. 1974, 10: 246-255.
- [3]. Jain SK, Das A, Sirvastava DK. Application of ANN for Reservoir Inflow Prediction and Operation. Journal of water Resources planning and Management. 1999, 125: 263-271.
- [4]. Banihabib ME, Mousavi SM, Jamali FS. Artificial neural network model to study the spatial and temporal correlation between stations in reservoir inflow forecasting. In: 3rd Iran Water Resources Management Conference, Tabriz, Iran 2008. [Persian]
- [5]. Naveh H, Khalili K, Aalami MT, Behmanesh j. Prediction of Streamflow using Bilinear Time Series Models (Case study: Barandouz Chai and Shahr Chai River). Journal of Water and Soil, Food Industries Science. 2012, 26(5): 1299-1307. [Persian]
- [6]. Svetlíková D, Komorníková M, Kohnová S, Szolgay J, Hlavčová K. Analysis of discharge and rainfall time series in the region of the Káštorské lúky wetland in Slovakia, In XXIVth conference of the Danubian countries on the hydrological forecasting. Conference E-papers. Bled.2008.
- [7]. Ahmadi F, Dinpashoh Y, Fakheri Fard, A, Khalili K, Darbandi S. Comparing nonlinear time series models and genetic programming for daily river flow forecasting (Case study: Barandouz-Chai River). Journal of Water and Soil Conservation. 2015, 22(1):151-169. [Persian]
- [8]. Wang WC, Chau KW, Xu DM, Chen XY. improving forecasting accuracy of annual runoff time series using ARIMA based on EEMD decomposition, water resources management. 2015, 29(8):2655-2675.

- [9]. Pasandidehfard Z, Mikaeili tabrizi AZ, Mosaedi A, Rezaei H. Assessment of land-use change impacts on water quality parameters in sub-basins of Hableh rood watershed using multivariate statistics and time series models (ARIMA). *Iranin Journal of Ecohydrology*. 2019, 6(1): 29-39. [Persian]
- [10]. Valipour M, Banihabib M.E, Behbahani S.M.R. Monthly Inflow Forecasting Using Autoregressive Artificial Neural Network. *Journal of applied Sciences*. 2013, 12(20):2139-2147.
- [11]. Wang W, Vrijling JK, Van Gelder PH, Ma J. Testing for nonlinearity of streamflow processes at different timescales. *Journal of Hydrology*. 2006, 322(1-4): 247-268.
- [12]. Komorník J, Komorníková M, Mesiar R, Szökeová D, Szolgay J. Comparison of forecasting performance of nonlinear models of hydrological time series. *Physics and Chemistry of the Earth, Parts A/B/C*. 2006, 31(18): 1127-1145.
- [13]. Box GEP, Jenkins GM, Reinsel GC. *Time series Analysis: Forecasting and Control*. 3rdEd. prentice Hall, Englewood Cliffs Inc., New Jersey. 1994, 598p.
- [14]. Granger CWJ, Andersen AP. *An Introduction to Bilinear Time Series Models*. Vandenhoeck and Ruprecht: Gottingen. North Holland Publishing Company Press. 1978
- [15]. Akaike H. A new look at statistical model Identification. *IEEE. Transaction on Automatic Control* AC-19. 1974, 716-723.
- [16]. Tong H. *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Springer, New York. 1983.
- [17]. Ja`ras J. Gishani AM Threshold detection in autoregressive non-linear models. M. A. Thesis, Department of Statistics, Lund University 2010.
- [18]. Bashari M, Vafakhah M. Comparison of Different Time Series Analysis Methods for Forecasting Monthly Discharge in Karkheh Watershed. *Journal of Irrigation and Water Engineering*. 2011, 2(1): 75- 86.
- [19]. Zhang L, Zhang GX, Li RR. Water quality analysis and prediction using hybrid time series and neural network models. *Journal of Agricultural Science and Technology*. 2016; 18(4): 975-983.
- [20]. Oliveira JP, Steffen JL, Cheung P. Parameter estimation of seasonal ARIMA models for water demand forecasting using the Harmony Search Algorithm. *Procedia Engineering*. 2017; 186: 177 - 185.