

## ارزیابی عملکرد مدل‌های سری زمانی چند متغیره تلفیقی، MPAR و MPAR-ARCH در مدل‌سازی دبی جریان رودخانه با در نظر گرفتن عوامل مؤثر هواشناسی (مطالعه موردی: رودخانه نازلوچای)

کیوان خلیلی<sup>۱</sup>، محمد ناظری تهرودی<sup>۲\*</sup>، مرضیه عباس‌زاده افشار<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۲/۲۴

- ۱- استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه
  - ۲- دانشجوی دکتری، گروه علوم و مهندسی آب دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند، بیرجند
  - ۳- دانشجوی دوره کارشناسی ارشد، گروه مهندسی آب دانشکده کشاورزی، دانشگاه ارومیه، ارومیه
- \* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: m\_nazeri2007@yahoo.com

### چکیده

بیش از سه دهه است که هیدرولوژیست‌ها، استفاده از مدل‌های چندمتغیره را جهت توصیف و مدل‌سازی پدیده‌های پیچیده هیدرولوژی، توصیه می‌کنند. در مدل‌های چند متغیره با دخالت دادن عوامل مؤثر، می‌توان نتایج توصیف، مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای مختلف را بهبود بخشید. هم‌چنین از آنجا که مدل‌های غیرخطی واریانس ناهمسان شرطی، بخش باقی‌مانده مدل‌های خطی را به‌طور رضایت‌بخشی مدل می‌کنند، انتظار می‌رود، با ترکیب مدل‌های خطی و غیرخطی، دقت مدل‌سازی و پیش‌بینی‌ها افزایش یابد. در این مطالعه، دو مدل چند متغیره تناوبی آرما و چند متغیره تلفیقی با واریانس ناهمسان شرطی جهت مدل‌سازی دبی ماهانه رودخانه نازلوچای واقع استان آذربایجان غربی در دوره آماری ۱۳۹۰-۱۳۴۱ با لحاظ مؤلفه‌های دما و بارش ایستگاه سینوپتیک ارومیه مورد مقایسه قرار گرفتند. نتایج بررسی و صحت‌سنجی داده‌های مدل‌شده نشان داد که هر دو مدل مورد بررسی دارای دقت خوبی در مدل‌سازی دبی جریان هستند. هم‌چنین نتایج نشان داد که مدل چند متغیره تلفیقی با واریانس ناهمسان شرطی با دخالت دادن پارامترهای مؤثر بر دبی جریان از دقت بیشتری نسبت به مدل چند متغیره تناوبی آرما برخوردار است. هر دو مدل نقاط بیشینه و کمینه دبی‌ها را با دقت مناسبی تخمین زده‌اند. نتایج نشان داد که با تلفیق دو مدل چند متغیره تناوبی آرما و غیرخطی خودهمبسته با واریانس ناهمسان شرطی، میزان خطای مدل حدود ۱۶ درصد در مقایسه با مدل چند متغیره تناوبی آرما کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: بارش، دبی جریان، دما، مدل چند متغیره، مدل واریانس شرطی خودهمبسته، مدل‌های فصلی

## Performance Evaluation of Combined Multivariate Time Series, MPAR and MPAR-ARCH Models for Modeling River Flow Series Considering the Effective Meteorological Components (Case Study: Nazloochoi River)

K Khalili<sup>1</sup>, M Nazeri Tahroudi<sup>\*2</sup>, M Abbaszadeh Afshar<sup>3</sup>

Received: 02 February 2016 Accepted: 14 March 2017

<sup>1</sup>- Assist. Prof., Water Eng. Dept., Faculty of Agric., Univ. of Urmia, Iran

<sup>2</sup>- Ph.D. Student., Sci and Water Eng. Dept., Faculty of Agric., Univ. of Birjand, Iran

<sup>3</sup>- Former M.Sc. Student., Water Eng. Dept., Faculty of Agric., Univ. of Urmia, Iran

\* Corresponding Author, Email: m\_nazeri2007@yahoo.com

### Abstract

Applying multivariate models in describing and modeling complicated hydrological events has been recommended by hydrologists in the recent three decades. In fact, employing effective factors in the multivariate models can improve the results of describing, modeling and predicting different variables. Furthermore, nonlinear conditional heteroscedastic models can be used for modeling linear residual part of time series and it is expected that combining the linear and nonlinear models increases the accuracy of modeling and forecasting results. In this study the two multivariate periodic ARMA and multivariate combined with the conditional heteroscedasticity models were compared and used to model Nazloochoi River discharge located at the West Azerbaijan Province by considering air temperature and precipitation variables during the period of 1962-2011. The results of the models evaluations and verifications showed that both of the models had acceptable accuracy in modeling of the river flow discharge. Also results indicated that the combined conditional heteroscedasticity multivariate models involving the effective parameters of river flow series had more accuracy than multivariate periodic ARMA model. The both models estimated the maximum and minimum points of discharge series correctly. Also the results showed that by combining two multivariate periodic ARMA and nonlinear autoregressive conditional heteroscedastic models the error was decreased about 16% in comparison with the error of the periodic ARMA model.

**Keyword:** Autoregressive Conditional Heteroscedastic, Multivariate Models, Precipitation, River Flow, Seasonal Models, Temperature

### مقدمه

تناوبی توسط جونز و بریل اسفورد (۱۹۶۶)، پاگانو (۱۹۷۸) و تروتمن (۱۹۷۹) انجام گرفته است. آن‌ها خواص اساسی فرآیندهای تک متغیره سری‌های تناوبی، تکنیک‌های استنباطی برآورد پارامترهای مدل‌سازی و پیش‌بینی و هم‌چنین ارتباط مدل‌های خود بازگشت چند متغیره را بررسی کردند. مدل‌های چند متغیره سری-

سری‌های زمانی تناوبی، معمولاً در مدل‌سازی داده‌های اقلیم شناسی، هیدرولوژی، اقتصاد، برق، مهندسی و غیره، کاربرد زیادی دارند. به دلیل وجود خاصیت فصلی و تناوب در سری‌های ماهانه و روزانه هیدرولوژیکی، استفاده از مدل‌های تناوبی سری زمانی می‌تواند مفید باشد. اولین تحقیقات در زمینه سری‌های

دوره‌ای بودن و تصادفی بودن سری‌های زمانی است. ویژگی‌های دوره‌ای معمولاً با میانگین دوره‌ای، انحراف معیار استاندارد دوره‌ای و ضریب چولگی دوره‌ای توصیف می‌شود، در حالی که ویژگی تصادفی ممکن است با ضریب همبستگی ثابت یا دوره‌ای نشان داده شود. برای سری سالانه، ضریب همبستگی‌ها ثابت در نظر گرفته می‌شود، در حالی که در واقعیت ثابت نیست. در مورد سری‌های دوره‌ای تا زمانی که ضرایب ثابت در نظر گرفته می‌شوند، معمولاً متفاوت هستند. اصولاً استفاده از سری‌های چند متغیره در مدل‌سازی‌ها و پیش‌بینی‌های هیدرولوژی، نتایج بهتری در مقایسه با مدل‌های تک متغیره ارائه می‌کند. از آنجا که اغلب مدل‌های چندمتغیره و غیرخطی اولین بار جهت مدل‌سازی داده‌های مالی استفاده شده است، در این مطالعه دو هدف اساسی زیر در نظر گرفته شده است. نخست این‌که آیا مدل‌های چند متغیره سری زمانی (که به نظر می‌رسد در ایران مطالعات چندانی در مورد آن صورت نگرفته است) در هیدرولوژی کاربرد دارد و این‌که دقت این مدل‌ها در چه حدی است. دوم این‌که آیا ترکیب مدل‌های چند متغیره تناوبی (MPAR) و واریانس شرطی (ARCH) دقت مدل‌سازی را افزایش خواهد داد یا خیر؟ بنابراین، هدف این مطالعه بررسی دقت دو مدل چندمتغیره تناوبی خودهمبسته آرما (MPAR) و مدل تلفیقی  $MPAR-ARCH^2$  در مدل‌سازی سری زمانی فصلی دبی رودخانه نازلوچای واقع در استان آذربایجان غربی است.

### مواد و روش‌ها

#### منطقه مورد مطالعه

در این تحقیق از داده‌های دبی ماهانه رودخانه نازلوچای واقع در ایستگاه تپیک و داده‌های ماهانه بارش و دمای واقع در ایستگاه سینوپتیک فرودگاه ارومیه استفاده شده است. شکل ۱ منطقه مورد مطالعه و موقعیت رودخانه نازلوچای را نشان می‌دهد. مشخصات ایستگاه هواشناسی و مشخصات آماری

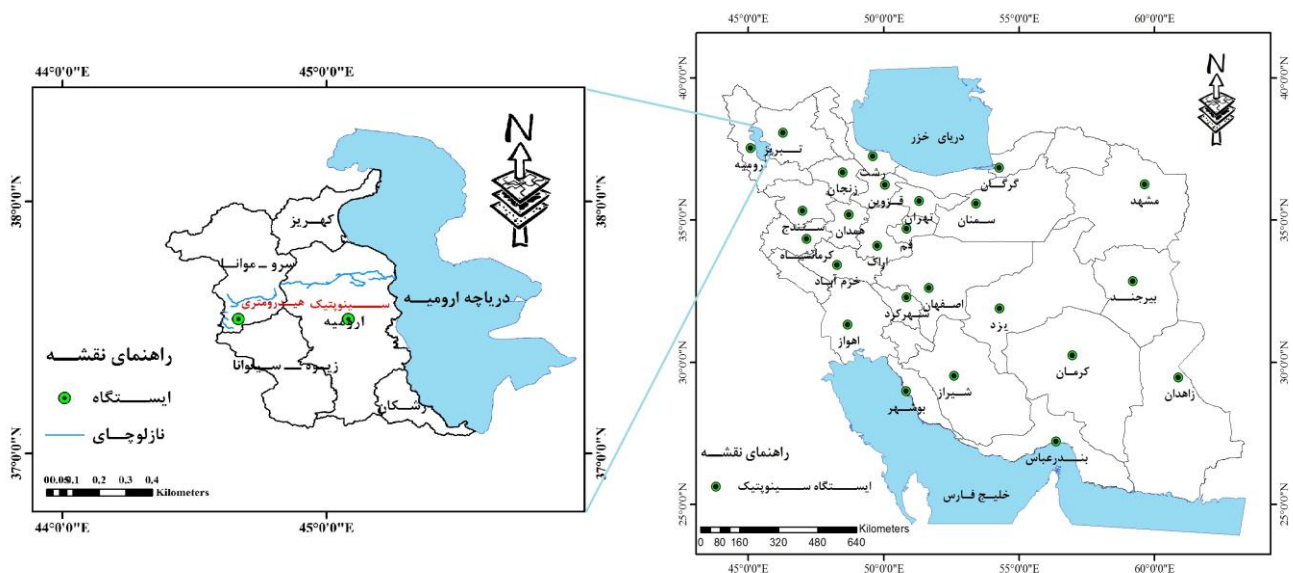
های تناوبی آرما<sup>۱</sup> ابتدا توسط اولو (۱۹۹۳ و ۲۰۰۹) مطرح و بعدها توسط فرانسویس و پاپ (۲۰۰۴) و لاتکیپول (۲۰۰۵) تعمیم داده شد. تحقیقات پایه در این زمینه هنوز کامل نشده است. از سال ۱۹۶۰ تلاش‌ها و پژوهش‌های گسترده‌ای در راستای تجزیه و تحلیل سری‌های تصادفی هیدرولوژی و مدل‌های تک متغیره تولید داده شروع شد. از آن پس برنامه‌ریزی، طراحی و اجرای سیستم‌های منابع آب اغلب با استفاده از چندین سری زمانی متعدد هیدرولوژیکی و منابع آبی صورت گرفتند و روند توسعه و کاربرد تجزیه و تحلیل و مدل‌سازی چند متغیره شتاب گرفت. مدل‌های مختلف چند متغیره توسط فایرینگ (۱۹۶۴)، ماتالاس (۱۹۶۷)، ماتالاس و ویلز (۱۹۷۱)، مژیا (۱۹۷۱)، والنشیا و اسپاک (۱۹۷۳) و اکانل (۱۹۷۴) مطرح شد. ماتالاس (۱۹۶۷) مدل مارکف با پارامترهای ثابت چند متغیره با تأخیر ۱ را مطرح کرد. سپس یانگ و پیسانو (۱۹۶۸) یک روش ساده قابل استفاده توسط مدل ماتالاس توصیه کرد. اکانل (۱۹۷۴) مدل‌های چند متغیره  $ARMA(1,1)$  با پارامترهای ثابت را مطرح کرد. والنشیا و اسپاک (۱۹۷۳) با استفاده از مدل‌های چندمتغیره مشخصات کوواریانس سالانه و فصلی را تولید کردند و به این نتیجه رسیدند که مدل چند متغیره ماتالاس، مدل ویژه‌ای از مدل‌های توده‌ای<sup>۲</sup> است. ماتالاس و ویلز (۱۹۷۱) پارامترهای آماری مدل چند متغیره تئوری فراکتال گوسین را تعیین کردند و آن را به‌عنوان مدل‌های چند متغیره سری‌های هیدرولوژی مطرح کردند. مژیا (۱۹۷۱) مدل‌های چند متغیره شکننده خطی را مطرح کرد. ناظری تهرودی و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از سری زمانی تناوبی آرما، دمای ایستگاه سینوپتیک شهر کرمان را مورد بررسی و مدل‌سازی قرار دادند. آن‌ها با انتخاب مدل مناسب و پیش‌بینی دمای منطقه مورد مطالعه نشان دادند که دمای هوا از سال ۲۰۰۵ به بعد نسبت به سال‌های قبل افزایش داشته است. به‌طور کلی مشخص است که سری‌های زمانی دوره‌ای هیدرولوژی مثل فصلی، ماهانه، هفتگی و روزانه دارای دو ویژگی

1 -Autoregressive Moving Average (ARMA)

2-Disaggregation Models

شد. در این روش داده‌ها به ترتیب نزولی مرتب و هر داده از داده ماقبل خود کسر گردید و در نتیجه روند داده‌های سری زمانی از بین رفت.

سری‌های زمانی مورد مطالعه نیز در جدول ۱ ارائه شده است. در این مطالعه جهت بررسی روند داده‌های سری زمانی مورد استفاده از روش من - کندال و در صورت وجود روند، از روش تفاضل گیری استفاده



شکل ۱- موقعیت رودخانه نازلوچای و ایستگاه‌های مورد مطالعه در محدوده استان آذربایجان غربی.

جدول ۱- مشخصات ایستگاه‌های هواشناسی و هیدرومتری و داده‌های مورد استفاده (۱۳۹۰-۱۳۴۱).

پارامتر	ایستگاه	نوع ایستگاه	ارتفاع ایستگاه	متوسط ماهانه	طول	عرض
دما (°C)	ارومیه	سینوپتیک	۱۳۲۸ (m)	۱۱/۳۴	۴۵° ۰۳'	۳۷° ۴۰'
بارش (mm)	ارومیه	سینوپتیک	۱۳۲۸ (m)	۲۷/۴۲	۴۵° ۰۳'	۳۷° ۴۰'
دبی جریان (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )	تپیک	هیدرومتری	۱۴۵۰ (m)	۱۱/۵۰	۴۴° ۴۰'	۳۷° ۴۰'

های نرمال‌ساز به (ناظری تهرودی و همکاران ۲۰۱۴) مراجعه شود.

#### مدل‌های MPAR

جهت مدل‌سازی مدل‌های چند متغیره تناوبی یا سالانه، بیش از یک سری داده در مقیاس فصلی یا سالانه در ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه مورد نیاز است. به‌طور کلی مدل‌های چندمتغیره تناوبی خودهمبسته برای  $n$  ایستگاه به‌صورت زیر محاسبه گردید (تسفا و همکاران ۲۰۰۶):

$$Y_{v,\tau} = \sum_{i=1}^p \varphi_{i,\tau} \cdot Y_{v,\tau-1} + \varepsilon_{v,\tau} \quad [1]$$

که در آن  $p$  مرتبه مدل،  $Y_{v,\tau}$  یک ماتریس  $N \times 1$  از داده‌های نرمال شده مشاهداتی با میانگین صفر و

#### آماده‌سازی داده‌ها

قبل از مدل‌سازی جهت بررسی و استاندارد کردن داده‌ها لازم است یک سری آزمون‌ها بر روی داده‌ها صورت گیرد تا از وجود یا عدم وجود روند، ایستایی و تصادفی بودن و همگن بودن داده‌ها مطلع شد. جهت بررسی آزمون‌های ذکر شده به ترتیب از آزمون‌های من - کندال، والدز - ولفوویتس و ویلکاکسون استفاده می‌شود. جهت اطلاع از آماره‌های این آزمون‌ها به (ویلکاکسون ۱۹۴۵، مندلهال و رینموت ۱۹۸۲، ناظری تهرودی و خلیلی ۲۰۱۳) مراجعه شود. همچنین جهت بررسی نرمال‌سازی داده‌ها می‌توان از توابع مختلف نرمال استفاده کرد. جهت اطلاع از آزمون-

که در آن  $S_{\tau-k}^{(j)}$  و  $S_{\tau}^{(i)}$  به ترتیب انحراف معیار داده‌ها در زمان  $\tau$  و  $\tau-k$  است (سالاس و همکاران ۱۹۸۰). به طور مثال،  $\mathbf{r}_{k,\tau}^{ij}$  برابر با ضریب خودهمبستگی متقابل با تأخیر  $k$  و فاصله زمانی  $\tau$  (فصل، ماه و یا هر تناوب زمانی دیگر) بین داده‌های دو سری زمانی  $i$  و  $j$  است.  $v$  نیز همانند رابطه ۱، برابر با سال مورد بررسی است.

### مدل‌های ARCH

این مدل برای اولین بار در مطالعات اقتصادی توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شد و اولین مدلی است که یک چارچوب نظام‌مند را برای مدل‌سازی نوسانات فراهم می‌کند. ایده اصلی مدل‌های ARCH به دو صورت است که (الف) میانگین اصلاح شده بازگشت سرمایه مجزا اما وابسته است و (ب) مدل وابسته است و می‌تواند توسط یک تابع ساده درجه دوم از مقادیر قبل از آن شرح داده شود. به طور خلاصه، مدل ARCH به صورت زیر فرض می‌شود (انگل ۱۹۸۲):

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^m b_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad [۸]$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad [۹]$$

که در آن  $\sigma_t^2$  واریانس شرطی،  $\varepsilon_t$  سری زمانی نظیر عبارت خطا یا باقی‌مانده مدل با میانگین صفر و واریانس ۱ است،  $b_0 \geq 0$  و  $a_0 \geq 0$  پارامترهای مدل،  $m$  برابر با مرتبه مدل و  $Z_t$  سری زمانی پارامتر مورد نظر است (انگل ۱۹۸۲).

### ساختار مدل ARCH

برای درک بهتر مدل، ساختار مدل ARCH(1) در نظر گرفته شد (انگل ۱۹۸۲). عدد ۱ برابر با مرتبه مدل ARCH است.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 \quad [۱۰]$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad [۱۱]$$

که در آن  $a_1 \geq 0$  و  $a_0 \geq 0$  است. ابتدا باید

میانگین شرطی را برابر صفر در نظر گرفت. زیرا:

$$E(a_t) = E[E(a_t | F_{t-1})] = E[\sigma_t E(\varepsilon_t)] = 0 \quad [۱۲]$$

انحراف معیار یک،  $v$  شماره سال،  $\tau$  فصل مورد بررسی،  $\varphi_{1,\tau}, \varphi_{2,\tau}, \varphi_{3,\tau}, \dots, \varphi_{p,\tau}$  ماتریسی  $N \times N$  از پارامترهای مدل خودهمبسته تناوبی و  $\varepsilon_{v,\tau}$  یک ماتریس  $N \times 1$  از سری باقی مانده مدل با میانگین صفر است. تشریح مدل چندمتغیره تناوبی AR(1)

$$\mathbf{Z}_{v,\tau} = \mathbf{A}_{1,\tau} \mathbf{Z}_{v,\tau-1} + \mathbf{B}_{\tau} \varepsilon_{v,\tau} \quad [۲]$$

که در آن  $\mathbf{A}_i$  و  $\mathbf{B}_{\tau}$  ماتریس پارامترهای مدل هستند که به شکل زیر تعریف شدند:

$$\begin{bmatrix} Z_t^{(1)} \\ Z_t^{(2)} \\ \vdots \\ Z_t^{(n)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{t-1}^{(1)} \\ Z_{t-1}^{(2)} \\ \vdots \\ Z_{t-1}^{(n)} \end{bmatrix} \quad [۳]$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{n1} & b_{n2} & \dots & b_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{(1)} \\ \varepsilon_t^{(2)} \\ \vdots \\ \varepsilon_t^{(n)} \end{bmatrix}$$

ماتریس پارامترهای  $\mathbf{A}$  و  $\mathbf{B}$  به صورت زیر تخمین

زده شدند:

$$\hat{\mathbf{A}}_{1,\tau} = \hat{\mathbf{M}}_{1,\tau} \hat{\mathbf{M}}_{0,\tau-1}^{-1} \quad [۴]$$

$$\hat{\mathbf{B}}_{\tau} \hat{\mathbf{B}}_{\tau}^T = \hat{\mathbf{M}}_{0,\tau} - \hat{\mathbf{M}}_{\tau}^T \hat{\mathbf{M}}_{0,\tau-1}^{-1} \hat{\mathbf{M}}_{1,\tau}^T \quad [۵]$$

ماتریس‌های  $\hat{\mathbf{M}}_{0,\tau}, \hat{\mathbf{M}}_{1,\tau}, \hat{\mathbf{M}}_{0,\tau-1}$  با استفاده از رابطه زیر محاسبه گردید (سالاس و همکاران ۱۹۸۰):

$$\hat{\mathbf{M}}_{k,t} = \begin{bmatrix} \mathbf{r}_{k,t}^{11} & \mathbf{r}_{k,t}^{12} & \dots & \mathbf{r}_{k,t}^{1n} \\ \mathbf{r}_{k,t}^{21} & \mathbf{r}_{k,t}^{22} & \dots & \mathbf{r}_{k,t}^{2n} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \mathbf{r}_{k,t}^{n1} & \mathbf{r}_{k,t}^{n2} & \dots & \mathbf{r}_{k,t}^{nn} \end{bmatrix} \quad [۶]$$

$$\mathbf{r}_{k,\tau}^{ij} = \frac{1}{N} \sum_{v=1}^N (\mathbf{X}_{v,\tau}^{(i)} - \bar{\mathbf{X}}_{\tau}^{(i)}) (\mathbf{X}_{v,\tau-k}^{(j)} - \bar{\mathbf{X}}_{\tau-k}^{(j)}) \quad [۷]$$

$$\mathbf{S}_{\tau}^{(i)} \mathbf{S}_{\tau-k}^{(j)}$$

که در آن  $m_4$  برابر با گشتاور چهارم  $(\alpha_t)$ ،  
ARCH(1) مدل  $a_0 \geq 0$  و  $b_0 \geq 0$  پارامترهای مدل  
هستند.

#### ارزیابی مدل‌ها

به منظور ارزیابی عملکرد مدل از دو معیار ضریب  
تبیین و جذر میانگین مربعات خطا استفاده گردید. مدلی  
که کمترین مقدار RMSE و یا بیشترین مقدار ضریب  
همبستگی را داشته باشد به عنوان مدل مطلوب شناخته  
شد.

$$RMSE = \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Q}_i - Q_i)^2}{n} \right]^{0.5} \quad [20]$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (\hat{Q}_i - Q_i)^2}{\sum (Q_i - \bar{Q})^2} \quad [21]$$

که در روابط فوق  $Q_i$ ،  $\hat{Q}_i$ ،  $\bar{Q}$  به ترتیب دبی  
جریان مشاهداتی، دبی جریان محاسباتی، میانگین دبی  
جریان و  $n$  تعداد داده‌ها می‌باشد. جهت برآزش و تلفیق  
مدل MPAR با مدل خانواده ARCH، ابتدا داده‌های  
مورد نظر با استفاده از مدل‌های MPAR برآزش داده  
شد و سپس سری باقی‌مانده این مدل‌ها استخراج و با  
مدل‌های ARCH برآزش داده شدند.

#### نتایج و بحث

بطوریکه اشاره شد، در این مطالعه از داده‌های  
دبی جریان ماهانه رودخانه نازلوچای (مترمکعب بر  
ثانیه) و بارش و دمای ماهانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه  
استفاده شد. نتایج بررسی اولیه داده‌ها نشان داد که  
داده‌های مورد استفاده با به‌کارگیری روابط موجود در  
جداول ۲، ۳ و ۴ به ازای ضریب چولگی نزدیک به صفر،  
به‌طور مناسبی نرمال می‌شوند.

که در آن  $F_{t-1}$  تابعی از میانگین و واریانس  
شرطی است. سپس واریانس شرطی از رابطه زیر به  
دست آمد (انگل ۱۹۸۲):

$$\text{Var}(a_t) = E(a_t^2) = E[E(a_t^2 | F_{t-1})] = \quad [13]$$

$$E[\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2] = \alpha_0 + \alpha_1 E(a_{t-1}^2)$$

از آنجاکه  $a_t$  با توجه به  $E(a_t) = 0$ ،  
 $\text{Var}(a_t) = E(a_{t-1}^2) = E(a_{t-1}^2)$  یک فرآیند ایستا و  
ثابت است، بنابراین خواهیم داشت:

$$\text{Var}(a_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Var}(a_t) \quad [14]$$

$$\text{Var}(a_t) = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} \quad [15]$$

از آنجا که واریانس  $\alpha_t$  باید مثبت باشد، در  
نتیجه محدوده  $\alpha_1$  باید بین ۰ و ۱ باشد.

در برخی از برنامه‌های کاربردی، مقادیر بالاتر  
از  $(\alpha_t)$  نیز باید وجود داشته باشد و از این رو،  
باید برخی از گشتاورهای اضافی را تأمین کند. به  
عنوان مثال، در مطالعه رفتار دنباله‌ها، نیاز است که  
گشتاور چهارم  $(\alpha_t)$  نیز محدود شود. با فرض نرمال  
بودن  $\varepsilon_t$  در معادله زیر خواهیم داشت (انگل ۱۹۸۲):

$$E(a_t^4 | F_{t-1}) = 3[E(a_t^2 | F_{t-1})]^2 \quad [16]$$

$$= 3(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)^2$$

بنابراین:

$$E(a_t^4) = E[E(a_t^4 | F_{t-1})] = 3E(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)^2 \quad [17]$$

$$= 3E(\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1\alpha_{t-1}^2 + \alpha_1^2\alpha_{t-1}^4)$$

اگر  $\alpha_t$  به عنوان ثابت چهارم در نظر گرفته شود  
و  $m_4 = E(a_t^4)$  در این صورت:

$$m_4 = 3E(\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1\text{Var}(a_t) + \alpha_1^2 m_4) \quad [18]$$

$$= 3\alpha_0^2(1 + 2\frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1}) + 3\alpha_1^2 m_4$$

در نهایت:

$$m_4 = \frac{3\alpha_0^2(1 + \alpha_1)}{(1 - \alpha_1)(1 - 3\alpha_1^2)} \quad [19]$$

## جدول ۲- نتایج نرمال‌سازی داده‌های بارش (ایستگاه سینوپتیک ارومیه).

ماه	تابع تبدیل	ضریب چولگی قبل از تبدیل	ضریب چولگی بعد از تبدیل
مهر	گاما	۰/۸۹۵	۰/۰۰۳
آبان	لگاریتم	۰/۵۹۶	-۰/۰۱۱
آذر	لگاریتم	۱/۰۷۱	-۰/۰۵۷
دی	لگاریتم	۰/۳۴۶	۰/۱۰۰
بهمن	لگاریتم	۱/۰۸۶	-۰/۰۳۷
اسفند	لگاریتم	۱/۱۱۱	-۰/۰۳۷
فروردین	لگاریتم	۲/۸۷۷	۰/۰۱۵
اردیبهشت	گاما	۳/۱۹۵	۰/۰۶۵
خرداد	لگاریتم	۲/۲۵۱	۰/۰۲۰
تیر	لگاریتم	۱/۶۴۵	-۰/۰۰۶
مرداد	لگاریتم	۱/۲۳۷	-۰/۰۷۲
شهریور	لگاریتم	۱/۹۷۳	-۰/۰۷۸

## جدول ۳- نتایج بررسی و نرمال‌سازی داده‌های دما (ایستگاه سینوپتیک ارومیه).

ماه	تابع تبدیل	ضریب چولگی قبل از تبدیل	ضریب چولگی بعد از تبدیل
مهر	گاما	-۰/۹۰۶	-۰/۰۶۹
آبان	توان	-۰/۵۶۵	-۰/۰۰۱
آذر	توان	-۰/۲۴۴	۰/۰۷۶
دی	گاما	-۱/۳۳۱	-۰/۰۳۱
بهمن	نیاز ندارد	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۹
اسفند	نیاز ندارد	۰/۰۳۹	۰/۰۳۹
فروردین	توان	۰/۳۰۲	-۰/۰۴۵
اردیبهشت	توان	۱/۵۸۳	۰/۰۲۶
خرداد	توان	۱/۴۷۶	۰/۰۵۵
تیر	توان	۰/۷۱۰	-۰/۰۲۴
مرداد	نیاز ندارد	-۰/۰۴۷	-۰/۰۴۷
شهریور	توان	-۰/۴۶۰	۰/۰۲۱

## جدول ۴- نتایج بررسی و نرمال‌سازی داده‌های دبی ماهانه رودخانه نازلوچای (ایستگاه تپیک).

ماه	تابع تبدیل	ضریب چولگی قبل از تبدیل	ضریب چولگی بعد از تبدیل
مهر	لگاریتم	۰/۸۵۳	-۰/۰۱۲
آبان	لگاریتم	۰/۴۶۰	۰/۰۳۱
آذر	لگاریتم	۰/۹۳۸	۰/۰۴۴
دی	گاما	۰/۹۲۹	۰/۰۴۲
بهمن	گاما	۰/۶۱۹	۰/۰۳۳
اسفند	لگاریتم	۰/۸۷۰	-۰/۰۶۲
فروردین	لگاریتم	۰/۳۶۹	-۰/۱۲۹
اردیبهشت	لگاریتم	۰/۶۳۲	-۰/۰۵۲
خرداد	لگاریتم	۰/۹۹۰	-۰/۰۲۹
تیر	لگاریتم	۱/۴۴۴	۰/۱۰۰
مرداد	لگاریتم	۱/۲۱۲	-۰/۰۶۴
شهریور	لگاریتم	۱/۲۱۵	۰/۱۲۵

استفاده نیز تأیید گردید. بعد از نرمال کردن داده‌های سری زمانی دبی ماهانه ایستگاه تپیک رودخانه

بعد از نرمال شدن داده‌های اولیه، استقلال و ایستایی، همگنی و روند داده‌های سری زمانی مورد

$$= \begin{matrix} \text{دم} \\ \text{زش} \\ \text{دب} \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.718 & -0.062 & -0.003 \\ -0.062 & 0.877 & 0.089 \\ -0.003 & 0.089 & 0.385 \end{bmatrix} \quad [23]$$

$$= \begin{matrix} \text{دم} \\ \text{دب} \\ \text{دب} \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.874 & 0 & 0 \\ -0.073 & 0.934 & 0 \\ -0.004 & 0.095 & 0.613 \end{bmatrix} \quad [24]$$

با استفاده از رابطه ۲۴ و پارامترهای هواشناسی، دبی رودخانه نازلوچای با به‌کارگیری مدل‌های چند-متغیره خطی سری زمانی مورد بررسی و مدل‌سازی قرار گرفت. رابطه ۲۵ داده مدل شده و استاندارد دبی مهر ماه سال ۱۳۸۹ را با استفاده از داده‌های دما، بارش و دبی مهر ماه سال ۱۳۸۸ نشان می‌دهد:

$$\begin{aligned} -0.598 &= -0.003 \times 0.208 + 0.089 \times (-1.369) \\ &+ 0.385 \times (-0.675) + 0.0041 \times (-0.730) \\ &+ 0.095 \times (-0.480) + 0.613 \times 0.987 \end{aligned} \quad [25]$$

در نهایت بعد از خارج شدن از حالت نرمال و استاندارد، دبی مدل شده برابر با  $1/74$  (مترمکعب بر ثانیه) می‌شود که دبی مشاهده‌ای متناظر با آن برابر با  $1/67$  (مترمکعب بر ثانیه) است.

نتایج آماره جذر میانگین مربع خطا در مدل‌سازی جریان رودخانه نازلوچای با استفاده از مدل چند متغیره و دخالت پارامترهای هواشناسی حوضه نشان از دقت قابل قبول این مدل دارد. بعد از بررسی مدل ترکیبی چندمتغیره MPAR، سری باقی‌مانده مدل استخراج و توسط مدل‌های خانواده ARCH برازش یافت. در نهایت با به‌کارگیری روابط موجود در این مدل‌ها و محیط نرم‌افزار اکسل، واریانس شرطی سری باقی‌مانده مدل محاسبه شد. به این ترتیب سری باقی‌مانده مدل (که متناسب با داده‌های مدل شده است) حاصل شد. با اضافه کردن این سری باقی‌مانده جدید به مدل، مدل تلفیقی MPAR-ARCH حاصل گشت. نتایج داده‌های مدل شده توسط مدل تلفیقی مذکور، با داده‌های مشاهده‌ای دبی رودخانه نازلوچای (مترمکعب بر ثانیه) مقایسه و آماره جذر میانگین مربعات خطا محاسبه گردید. نتایج آماره جذر میانگین مربعات خطای

نازلوچای، داده‌های نرمال شده با استفاده از مدل‌های چند متغیره تناوبی خانواده آرما (MPAR) و سری زمانی داده‌های بارش و دمای ایستگاه سینوپتیک ارومیه، مدل‌سازی شد. نتایج مدل‌سازی با استفاده از مدل‌های چند متغیره تناوبی آرما نشان داد که داده‌های مورد استفاده با استفاده از مدل MPAR(1) (عدد ۱ بیانگر مرتبه مدل و همان  $p$  در رابطه ۱ است) به صورت مناسبی مدل می‌شوند. جهت نرمال کردن داده‌های مورد بررسی از نرم‌افزار SAMS2007 استفاده شد. در تبدیل گاما نیز با بهره‌گیری از خواص تبدیل گاما می‌توان ضریب چولگی داده‌ها را کاهش داد. در نهایت، رابطه زیر جهت مدل‌سازی جریان رودخانه نازلوچای با در نظر گرفتن پارامترهای هواشناسی حوضه حاصل شد.

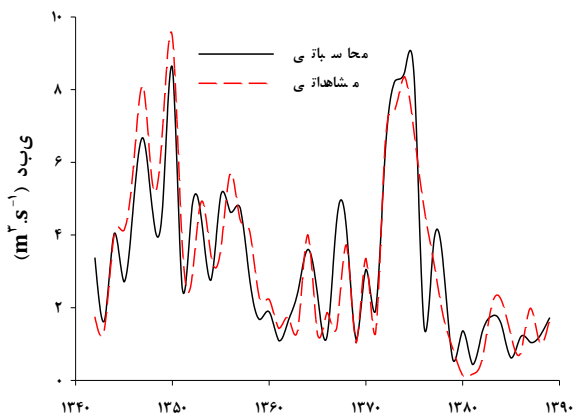
$$\begin{aligned} Z_t &= a_1 Z_{t-1}^1 + b_1 Z_{t-1}^2 + c_1 Z_{t-1}^3 \\ &+ d_1 \varepsilon_{t-1}^1 + e_1 \varepsilon_{t-1}^2 + f_1 \varepsilon_{t-1}^3 \end{aligned} \quad [22]$$

که در آن  $a_1$  ضریب مربوط به داده‌های استاندارد شده پارامتر دما،  $b_1$  ضریب مربوط به داده‌های پارامتر بارش،  $c_1$  ضریب مربوط به داده‌های پارامتر دبی و  $d_1$ ،  $e_1$  و  $f_1$  نیز ضرایب داده‌های تصادفی نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک مربوط به داده‌های دما، بارش و دبی است.  $\varepsilon_{t-1}^1$ ،  $\varepsilon_{t-1}^2$  و  $\varepsilon_{t-1}^3$  سری زمانی باقی‌مانده مدل به ترتیب برای داده‌های دما، بارش و دبی می‌باشند.  $Z_{t-1}^1$ ،  $Z_{t-1}^2$  و  $Z_{t-1}^3$  به ترتیب داده‌های دما، بارش و دبی استاندارد شده یک دوره قبل می‌باشند. از آنجا که مرتبه مدل برابر ۱ است، داده‌های فوق فقط یک ماه تأخیر دارند. به طور مثال با داشتن داده‌های دما، بارش و دبی ماه فروردین ماه ۱۳۹۰، می‌توان دبی فروردین ماه سال ۱۳۹۱ را پیش‌بینی کرد. ضرایب  $a_1$ ،  $b_1$ ،  $c_1$ ،  $d_1$ ،  $e_1$  و  $f_1$  با استفاده از روابط ۱ تا ۷ محاسبه گردید. جهت نمونه ضرایب  $a_1$ ،  $b_1$  و  $c_1$  مربوط به ماه مهر به صورت ماتریس ۲۳ و ضرایب  $d_1$ ،  $e_1$  و  $f_1$  مربوط به ماه مهر به صورت ماتریس ۲۴ می‌باشد.



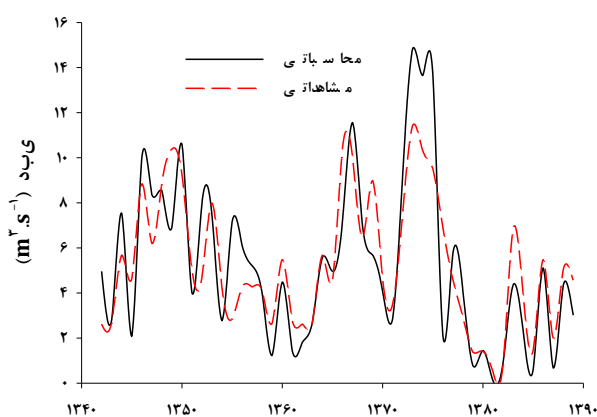
## جدول ۵- نتایج بررسی دقت مدل‌های مورد استفاده.

ماه	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> ) MPAR-ARCH	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> ) MPAR(1)	جزر میانگین مربعات
مهر	۱/۰۲۱	۱/۱۱۴	جزر میانگین مربعات
آبان	۱/۲۰۷	۱/۹۹۴	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
آذر	۱/۳۳۲	۱/۵۲۳	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
دی	۱/۰۲۳	۱/۳۰۸	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
بهمن	۰/۹۹۰	۱/۱۲۰	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
اسفند	۱/۱۲۹	۲/۴۷۵	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
فروردین	۸/۵۶۱	۹/۴۲۶	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
اردیبهشت	۱۲/۷۴۰	۱۳/۹۷۷	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
خرداد	۱۲/۲۳۹	۱۳/۷۵۶	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
تیر	۴/۶۰۱	۵/۸۳۳	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
مرداد	۱/۸۳۴	۲/۲۶۴	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )
شهریور	۰/۷۶۲	۰/۹۸۰	خطای مدل (m <sup>3</sup> s <sup>-1</sup> )



[م. س.، د. ا. م. آ. ه. ر. د.]

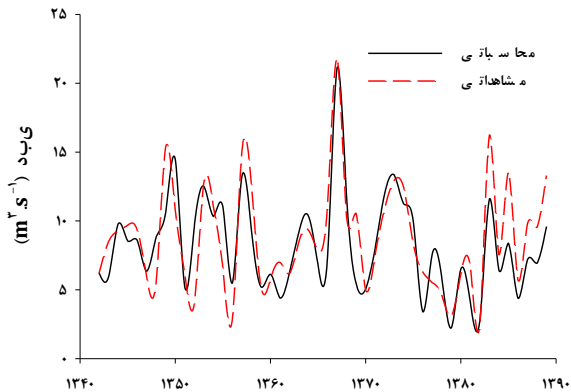
شکل ۲- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی مهر ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.



[م. س.، د. ا. م. آ. ه. ر. د.]

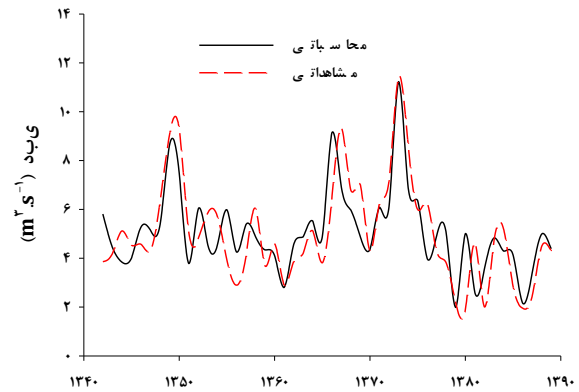
شکل ۳- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی آبان ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.

ناشی از داده‌های مشاهده‌ای و محاسباتی دو مدل MPAR(1) و MPAR(1)-ARCH(1) محاسبه و به شرح جدول ۵ ارائه گردید. نتایج بررسی آماره جزر میانگین مربعات خطا نشان داد که استفاده از مدل چند متغیره تلفیقی، دقت مدل‌سازی را بهبود بخشید. البته دقت هر دو مدل در حد قابل قبول است ولی از آنجا که مسائل مدل‌سازی و پیش‌بینی مستلزم دقت بالا است، باید مدل برتر انتخاب شود. همچنین نتایج نشان داد که در تمام ماه‌ها، مقادیر خطا در مدل‌های چند متغیره تلفیقی، کمتر از مدل چند متغیره آرما است. به‌طور متوسط با تلفیق دو مدل مورد بررسی میزان خطای مدل حدود ۱۶ درصد کاهش یافت. بعد از تأیید دقت مدل‌های چند متغیره در مدل‌سازی دبی رودخانه نازلوچای، دبی این رودخانه با استفاده از عوامل هواشناسی منطقه و مدل MPAR-ARCH تخمین زده شد و نتایج در شکل‌های ۲ تا ۱۳ ارائه گردید. همان‌طور که از جدول ۵ مشاهده می‌شود، در بعضی ماه‌ها دقت مدل زیاد و در بعضی ماه‌ها دقت مدل کمتر است. مدل‌های چند متغیره تناوبی سری زمانی به دلیل دخالت دادن پارامترهای بارش و دما در مدل‌سازی، زمانی این دو پارامتر از روند یکنواخت پیروی کنند، دقت تخمین مدل بیشتر می‌شود. در فصل زمستان (ماه‌های دی، بهمن و اسفند) به دلیل صفر نبودن پارامتر بارش و هم-چنین یکنواخت بودن پارامتر دما در ایستگاه مورد مطالعه، دقت مدل تلفیقی بیشتر از سایر فصول است. در ماه‌های مرداد، شهریور و مهر نیز به دلیل یکنواخت بودن پارامتر دما و تأثیر کم پارامتر بارش، دقت بالایی در مدل‌سازی دبی جریان مشاهده شد. در فصل بهار (ماه‌های فروردین، اردیبهشت و خرداد) نیز به نظر می‌رسد به دلیل وقوع بارش‌های پراکنده و نامنظم و هم-چنین تغییرات غیریکنواخت پارامتر دما در ایستگاه ارومیه، دقت مدل کمتر از سایر ماه‌ها و فصول است. البته این نکته قابل توجه است که دقت مدل‌های مورد بررسی (چندمتغیره تناوبی و تلفیقی) در تمام ماه‌ها با توجه به متوسط دبی موجود در هر ماه، مناسب و قابل قبول است.



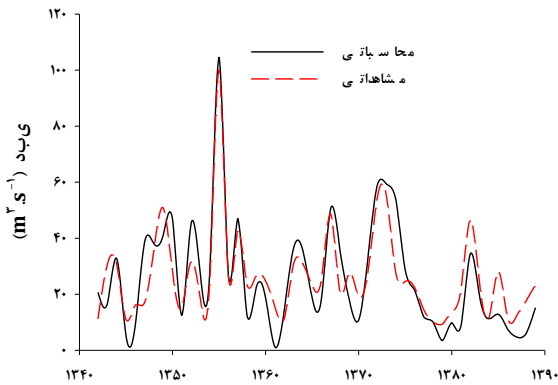
(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۷- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی اسفند ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.



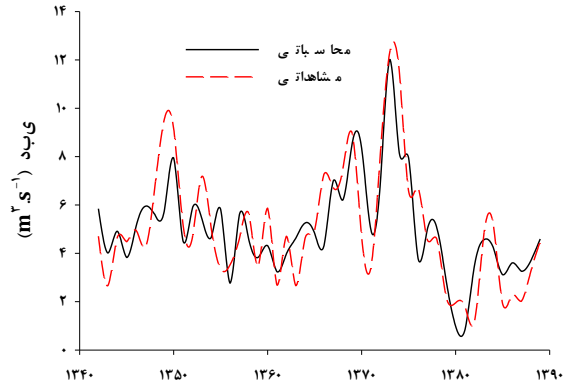
(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۴- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی آذر ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.



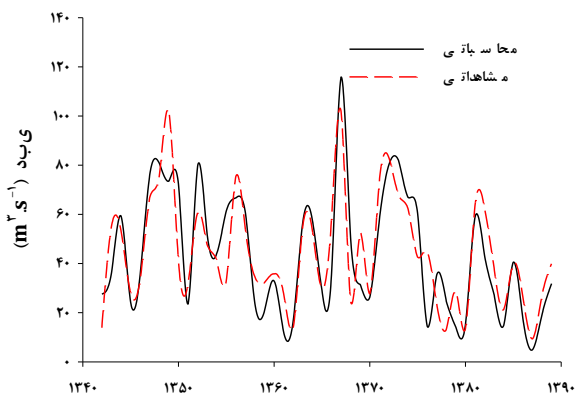
(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۸- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی فروردین ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.



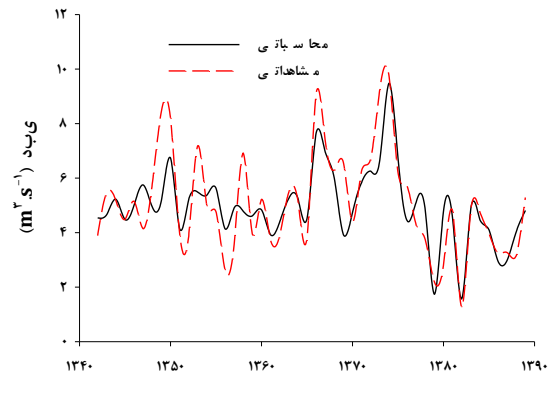
(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۵- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی دی ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.



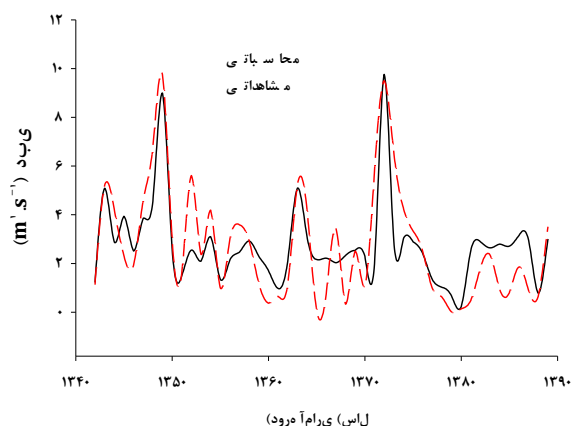
(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۹- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی اردیبهشت ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.

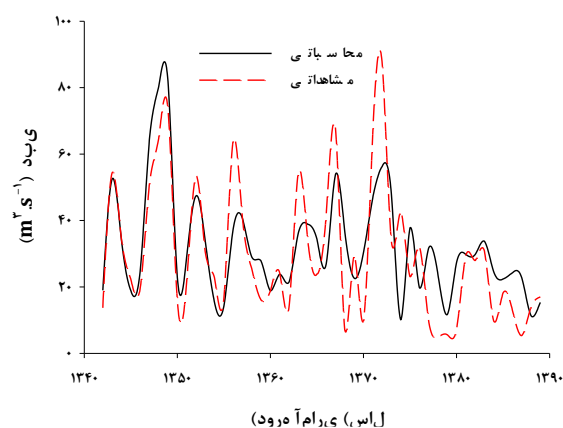


(ل.اس، یرام آ هرود)

شکل ۶- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی بهمن ماه با مدل تلفیقی *MPAR-ARCH* در رودخانه نازلوچای.



شکل ۱۳- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی و محاسباتی دبی شهریور ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.

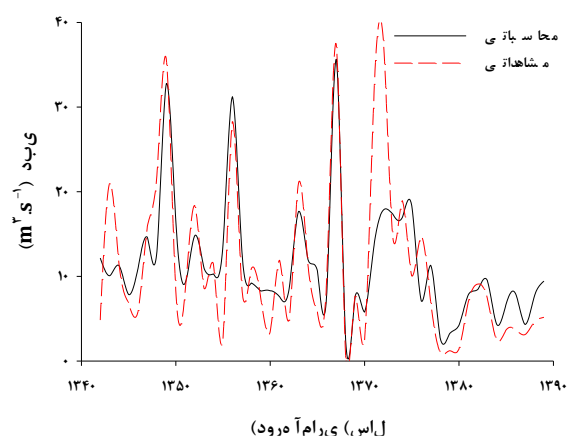


شکل ۱۰- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی خرداد ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.

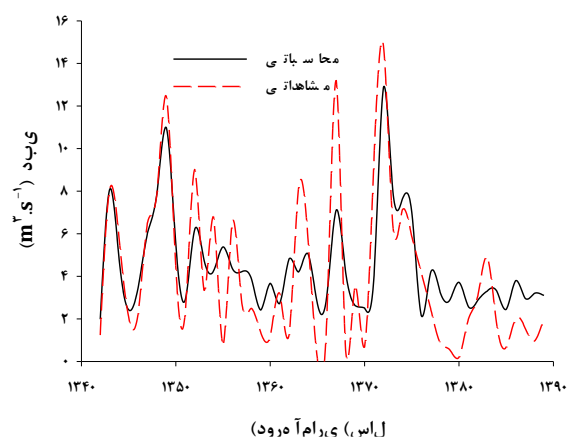
نتایج مدل‌سازی دبی جریان رودخانه نازلوچای با استفاده از مدل‌های چند متغیره تناوبی سری زمانی نشان داد که این مدل‌ها توانایی بالایی در مدل‌سازی دبی جریان رودخانه مذکور تحت تأثیر عوامل هواشناسی دارد. همان‌طور که از شکل‌های فوق مشاهده می‌شود، با دخالت عوامل هواشناسی در مدل‌سازی‌ها، نقاط بیشینه و کمینه در مدل‌سازی‌ها به خوبی مدل می‌شود. دقت مدل پیشنهادی در مدل‌سازی دبی ماهانه جریان رودخانه نازلوچای در ماه شهریور بهتر از سایر ماه‌ها و در ماه اردیبهشت کمتر از سایر ماه‌ها به دست آمد. این امر می‌تواند ناشی از پراکندگی غیریکنواخت بارش و دما در ماه‌های مختلف در منطقه باشد. همان‌طور که از شکل‌های ۲ تا ۱۳ مشخص است، سال ۱۳۷۲ متعلق به سال‌های پر باران دوره آماری می‌باشد.

### نتیجه‌گیری کلی

همان‌طور که ذکر شد، در این مطالعه با استفاده از مدل چند متغیره سری زمانی و مدل تلفیقی چند متغیره با واریانس شرطی اقدام به مدل‌سازی دبی ماهانه رودخانه نازلوچای در دوره آماری پنجاه ساله (۱۳۴۱-۱۳۹۰) شد. نتایج بررسی اولیه داده‌ها نشان داد که توابع نرمال‌سازی مثل گاما، توان و لگاریتم، داده‌ها مورد استفاده را به شکل مناسبی نرمال می‌کنند. یکی از ضعف‌های مدل‌های خانواده آرما بخش تصادفی (باقی-



شکل ۱۱- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی تیر ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.



شکل ۱۲- داده‌های مشاهداتی و محاسباتی دبی مرداد ماه با مدل تلفیقی MPAR-ARCH در رودخانه نازلوچای.

می‌دهد، تأثیرپذیری کمتری نسبت به بارش دارد که این موضوع را می‌توان در پارامترها و ضرایب مدل مشاهده کرد. با تأثیرپذیری این دو پارامتر در مدل-سازای دبی جریان رودخانه و با در نظر گرفتن وزن برای هر پارامتر توسط مدل، می‌توان نسبت تأثیرپذیری هر پارامتر را بر میزان دبی جریان شناسایی کرد. هم-چنین نتایج نشان داد که از بین دو مدل تلفیقی و چند متغیره، مدل تلفیقی چند متغیره برازش بهتر و خطای کمتری نسبت به مدل چند متغیره دارد گرچه دقت مدل-های چندمتغیره هم قابل قبول است که این موضوع با تحقیقات تسفای و همکاران (۲۰۰۶) در مدل‌سازی دبی فصلی جریان رودخانه فریسر بریتانیا مطابقت دارد. اورسا و داچسنی (۲۰۰۹) نیز در بررسی مدل‌های تناوبی، دقت این مدل‌ها را قابل قبول دانست. از آنجا که دبی جریان رودخانه متأثر از بارش و دما در سطح منطقه است، لذا به نظر می‌رسد دخالت دادن این عوامل در مدل‌سازی و پیش‌بینی دبی جریان، دقت مدل‌ها را افزایش دهد. همچنین به دلیل تأثیر زیاد پارامتر بارش بر دبی جریان، دخالت این پارامتر، نقاط صعود و نزول دبی جریان به‌خوبی مدل می‌کند. مدل‌سازی و پدیدار شدن این نوسانات، خشک‌سالی‌ها و ترسالی‌ها به‌خوبی نمایان می‌شوند. نتایج نشان دادند که به‌طور کل، دقت مدل‌های چند متغیره تلفیقی نسبت به مدل چند متغیره در تمام ماه‌ها بیشتر بود. همچنین نتایج نشان داد که مدل MPAR در ماه‌هایی که متغیرهای وابسته (بارش و دبی) از روند یکنواختی برخوردارند، دقت بالاتری دارد.

مانده) این مدل‌ها است که با هر بار اجرای این مدل‌ها، نتایج مدل‌سازی و پیش‌بینی‌ها تغییر می‌کند که به این موضوع زیاد توجه نمی‌شود. جهت از بین بردن این ضعف می‌توان از مدل‌های غیرخطی سری زمانی مانند مدل‌های واریانس شرطی خانواده ARCH استفاده کرد. همچنین مدل‌سازی فرآیندهای هیدرولوژیکی متأثر از تغییرات متغیرهای مختلف اقلیمی موجود در منطقه مورد مطالعه است. به همین دلیل با دخالت متغیرهای مرتبط با داده‌های مورد استفاده در مدل‌سازی، تا حد زیادی می‌توان دقت مدل‌سازی و تحلیل را افزایش داد. با اضافه کردن مدل‌های غیرخطی به مدل‌های خطی سری زمانی می‌توان بخش تصادفی مدل‌های خطی را از بین برد و تا حدودی قطعیت مدل را افزایش داد. با ترکیب دو مدل مذکور، علاوه بر بالا بردن قطعیت مدل، می‌توان سری تصادفی متناسب با داده‌ها تولید کرد که این کار باعث کاهش ریسک می‌شود که این موضوع با تحقیق خلیلی و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد. مدل‌های تناوبی نسبت به مدل‌های سالانه به‌مراتب از دقت بالاتری برخوردار هستند. سری‌های انتخاب شده به-صورت ماهانه، هفتگی و سالانه و حتی در دوره‌های زمانی  $n$  روزه دارای دامنه تغییرات مشخص در همان بازه زمانی هستند که این موضوع باعث بهبود نتایج مدل‌سازی در این مدل‌ها می‌گردد. همچنین همبستگی بین داده‌ها در سری‌های تناوبی بیشتر است. انتخاب پارامترهای مؤثر بر دبی رودخانه و دخالت آن‌ها در مدل‌سازی نتایج خوبی ارائه کرد. بارش و دما دو پدیده مؤثر در میزان دبی جریان می‌باشند. پارامتر دما که جریان رودخانه را به‌طور غیرمستقیم تحت تأثیر قرار

#### منابع مورد استفاده

- Engle RF, 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Journal of Econometrica* (50): 987-1007.
- Fiering MB, 1964. Multivariate techniques for synthetic hydrology. *Journal of the Hydraulics* 90: 43-60.
- Franses PH and Paap R, 2000. *Periodic Time Series Models*. New York: Oxford University Press. 409 p.
- Jones RH and Brelford W, 1996. Time series with periodic structure. *Biometrika* (54): 403-408.
- Khalili K, Fakheri Fard A, Dinpaghoh Y, Ahmadi F and Behmanesh J, 2013. Introducing and Application of Combined BL-ARCH Model for daily river flow forecasting (Case study: Shahar-Chai River). *Journal of Water and Soil* 27(2): 342-350.

- L'utkepohl H, 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer. 642 p.
- Matalas NC and Wallis JR, 1971. Statistical properties of multivariate fractional noise processes. *Water Resources Research* 3(4): 1460-1468.
- Matalas NC, 1967. Mathematical assessment of synthetic hydrology. *Water Resources Research* 3(4):937-945.
- Mejia JM, 1971. *On the Generation of Multivariate Sequences Exhibiting the Hurst Phenomenon and Some State University, Fort Colins, Colorado*.
- Mendenhall W and Reinmuth J, 1982. *Statistics for Management and Economics*. Fourth Edition, North Scituate (Mass.) : Duxbury Press.
- Nazeri Tahroudi M and Khalili K, 2013. Introduction of advanced moments method (SAM) to estimate the return period of river drought volume (Case Study: Basins of Urmia Lake). The first national conference on the impact of Urmia Sea boar on the soil and water resources. Oct. 30, Agricultural and Natural Resources Research Center of East Azerbaijan.
- Nazeri Tahrudi M, Khalili K, Abbaszade Afshar M and Nazeri Tahrudi Z, 2014. Compared to the normal mechanism becomes the normal monthly rainfall data from different regions of Iran. *Journal of Water and Soil* 28(2): 365-372.
- Nazeri Tahrudi M, Khalili K, Ahmadi F and Nazeri Tahrudi Z, 2012. Temperature modeling using ARMA periodic time series (Case study: Kerman synoptic station). The First National Conference on Sustainable Development Strategies in Agricultural, Natural Resources and Environment. 21st March, Iran Natural Disaster Research Institute, Tehran.
- O'Connel PE, 1974. *Stochastic modeling of long-term persistence in stream flow sequences*. Ph.D, Thesis. Imperial College, University of London.
- Pagano M, 1978. On periodic and multiple autoregressions. *The Annals of Statistics* 6: 1310-1317.
- Salas JD, Delleur JW, Yevjevich V and Lane WL, 1980. *Applied Modeling of Hydrologic Ttime Series*. Water Resource Publications, P. O. Box 2841. Littleton, Colorado 80161 U.S.A 484 P.
- Tesfaye YG, Meerschaert MM and Anderson PL, 2006. Identification of periodic autoregressive moving average models and their application to the modeling of river flows. *Water Resources Research* 42(1): 216-233.
- Troutman BM, 1979. Some results in periodic autoregression. *Biometrika* 66: 219-228.
- Ula AT, 1990. Periodic covariance stationarity of multivariate periodic autoregressive moving average processes. *Water Resources Research* 26: 855-861.
- Ula AT, 1993. Forecasting of multivariate periodic autoregressive moving-average processes. *Journal of Time Series Analysis* 14: 645-657.
- Ursu E and Duchesne P, 2009. On modeling and diagnostic checking of vector periodic autoregressive time series models. *Journal of Time Series Analysis* 30(1): 70-96.
- Valencia D and Schaake JC, 1973. Disaggregation processes in stochastic hydrology. *Water Resources Research* 9(3): 580-585.
- Wilcoxon F, 1945. Individual comparison by ranking methods. *Biometrics* 1(6): 80-83.
- Young GD and Pisano WC, 1968. Operational hydrology using residuals. *Journal of the Hydraulics* 94: 909-924.