

توسعه و کاربرد یک مدل ناپارامتری برای شبیه‌سازی دبی جریان رودخانه

افشین اشرف‌زاده^۱ و مجید خلقی^۲

۱، ۲، دانشجوی دوره دکتری و دانشیار، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران- کرج

تاریخ پذیرش مقاله ۸۳/۷/۸

خلاصه

آبدهی رودخانه به عنوان ورودی به سیستم از پارامترهای مهم در مدیریت بهره‌برداری از مخازن سدها می‌باشد. شبیه‌سازی و پیش‌بینی آبدهی در مقیاس سالانه را می‌توان با استفاده از روشهای استوکاستیکی انجام داد. در مقیاس ماهانه که در مدیریت سد حائز اهمیت بیشتری است به علت نگرش فصلی و پربودیک روشهای استوکاستیکی، تعداد پارامترها افزایش یافته و در نتیجه خطای برآورد بیشتر می‌شود. در روش جدیدی که توسط شارما و همکاران (۱۹۹۷) ارائه شده است، دبی جریان به صورت متغیری تصادفی که به مقادیر پیشین خود وابسته است در نظر گرفته شده و این وابستگی در قالب یک تابع چگالی احتمال مشترک بیان می‌شود. روش ناپارامتری برآورد هسته‌ای چگالی برای تقریب این تابع به کار رفته و با استفاده از تابع چگالی احتمال شرطی، شبیه‌سازی آبدهی رودخانه انجام می‌گیرد. در این مقاله، بر اساس تئوری یاد شده، مدلی کامپیوتری برای شبیه‌سازی دبی جریان توسعه داده شد و به منظور ارزیابی مدل در شرایط واقعی، در شبیه‌سازی آبدهی رودخانه کارون در ورودی به سد کارون ۱ (شهید عباسپور) مورد استفاده قرار گرفت. از بین سریهای شبیه‌سازی شده، بهترین آن با استفاده از میانگین قدر مطلق خطا انتخاب گردید. مقایسه سری شبیه‌سازی شده و مشاهده شده نشان داد که در اکثر ماهها تفاوت اندکی بین مقادیر آبدهی‌ها وجود دارد. با توجه به نتایج این تحقیق، می‌توان این مدل را برای شبیه‌سازی آبدهی رودخانه در ورودی به مخازن سدها پیشنهاد کرد.

واژه‌های کلیدی: دبی جریان، مخازن سد، روشهای ناپارامتری، برآورد هسته‌ای چگالی، رودخانه کارون

مقدمه

دبی ورودی به مخازن سدها به عنوان شاهرگ حیاتی برنامه‌ریزی منابع آب در مقیاس کلان، همواره مورد توجه بخشهای اجرایی آب کشور بوده است. طراحی صحیح و بهره‌برداری اصولی از سیستمهای منابع آب، مستلزم شبیه‌سازی و برآورد تا حد امکان نزدیک به واقعیت این پارامتر می‌باشد. عدم دقت در شبیه‌سازی و برآورد آبدهی ورودی به مخازن سدها باعث شده است که در مواقع بحرانی حتی سدهای بزرگی چون دز، کرج و زاینده‌رود نیز نتوانند پاسخگوی نیاز آبی بخشهای کشاورزی، شرب و صنعت باشند (سالهای ۱۳۷۸،

۱۳۷۹ و ۱۳۸۰). بنابراین با تهیه مدلهایی مبتنی بر عدم قطعیت ذاتی نهفته در این متغیر هیدرولوژیک، می‌توان اطمینان قابل قبولی به سرمایه‌گذاریهای بخشهای مختلف مهندسی آب ارائه کرد.

یکی از روشهایی که می‌توان با استفاده از آن به برآورد آبدهی رودخانه پرداخت روش ناپارامتری برآورد توابع می‌باشد که بر مبنای آمار و احتمالات بنا شده است. این روش که سالها به صورت تئوری محض در دانشکده‌های علوم و ریاضی مورد بحث قرار می‌گرفت (۶، ۹) در سالهای اخیر در بعضی از رشته‌های کاربردی نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. استفاده از

ریاضی، نیازهای محاسباتی، میزان کارایی و کاربرد، دارای تفاوتی می‌باشند. تمامی این روشها با تکیه بر این اصل که برآورد تابع هدف بایستی به صورت موضعی انجام شود سعی در برآورد تابعی احتمالاتی از داده‌های مشاهده شده دارند تا بر اساس آن بتوان به پیش‌بینی متغیر مورد نظر در آینده پرداخت. روش مورد استفاده برای شبیه‌سازی دبی جریان در این مقاله بر مبنای برآورد هسته‌ای چگالی می‌باشد که در بخش بعد معرفی می‌گردد.

برآورد هسته‌ای از متداول‌ترین روشهای ناپارامتری برآورد چگالی می‌باشد. در صورتیکه n داده مشاهده شده از متغیر تصادفی X در دست داشته باشیم برآورد هسته‌ای چگالی در نقطه x به صورت زیر نوشته می‌شود (۹):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad (1)$$

در این معادله، h عرض باند^۲ و K تابع هسته‌ای^۳ نامیده می‌شود. در حالت کلی اگر $K(u) > 0$ و $\int K(u)du = 1$ باشد، برآورد محاسبه شده توسط رابطه (۱) شرایط تابع چگالی احتمال را دارا خواهد بود (۹). مقدار چگالی در نقطه x با استفاده از رابطه (۱) بدین ترتیب محاسبه می‌شود که ابتدا n تابع هسته‌ای مستقل با عرض باند h و مرکزیت x_i بر روی هر یک از مشاهدات قرار می‌گیرند. سپس مجموع عرضهای هسته‌های یاد شده در نقطه x محاسبه شده و با تقسیم این مجموع بر nh برآورد چگالی در x بدست می‌آید. این بدان معنی است که تمامی مشاهدات مستقل در محاسبه $f(x)$ مشارکت خواهند داشت.

با استفاده از توابع هسته‌ای هموار، برآورد هسته‌ای چگالی نیز برآوردی هموار و پیوسته خواهد بود. از نظر تئوری ثابت شده است که تابع هسته‌ای انتخاب شده نقش تعیین کننده‌ای در عملکرد روش ندارد (۴). توابع هسته‌ای متفاوتی در منابع مختلف ارائه شده‌اند که می‌توان به انواع ذکر شده توسط

روشهای ناپارامتری در سالهای اخیر در هیدرولوژی و منابع آب شروع شده و قابلیت‌های آن مورد ارزیابی قرار گرفته است که به عنوان مثال می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. آداموفسکی (۱۹۸۵) با استفاده از برآورد ناپارامتری تابع چگالی احتمال سیلابهای سالانه، روشی ناپارامتری برای آنالیز فراوانی سیلاب ارائه کرد. آداموفسکی و فلوچ (۱۹۹۱) از رگرسیون ناپارامتری در پیش‌بینی سطح آب زیرزمینی استفاده کرده و نتیجه گرفتند این روش نسبت به رگرسیون توانی یا چند جمله‌ای دارای ضریب همبستگی بالاتری است. لال و همکاران (۱۹۹۴) یک برآورد کننده چند جمله‌ای ناپارامتری توسعه دادند که آزمون آن بر روی داده‌های ساختگی و داده‌های مشاهده شده سطح آب زیرزمینی برتری این روش را نسبت به برآوردکننده کریجینگ معمولی نشان داد. شارما و همکاران (۱۹۹۷) با استفاده از برآورد ناپارامتری توابع چگالی احتمال، روشی برای شبیه‌سازی دبی جریان ارائه کردند که آزمون آن توسط داده‌های ساختگی نشان داد این روش در تولید وابستگیهای خطی و غیر خطی بین مقادیر متغیر تصادفی، انعطاف پذیری بیشتری نسبت به روشهای استوکاستیک رایج دارد. تاروتن و همکاران (۱۹۹۸) کاربرد روشهای ناپارامتری را به مدلهای تجزیه کننده^۱ گسترش داده و با استفاده از داده‌های ساختگی و مشاهده شده نشان دادند که این روش قادر به حفظ ویژگیهای آماری و همبستگی موجود در این داده‌ها می‌باشد.

در مقاله حاضر، بر اساس اصول تئوری شبیه‌سازی دبی جریان (شارما و همکاران، ۱۹۹۷)، مدلی کامپیوتری توسعه داده شده و عملکرد آن در شرایط ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است.

مواد و روشها

به طور کلی روشهای ناپارامتری برآورد یک تابع سعی دارند با استفاده از داده‌های تاریخی مشاهده شده، تقریبی موضعی از تابع هدف ارائه نمایند. در منابع علم آمار به انواع مختلفی از برآوردکننده‌های ناپارامتری اشاره شده است که در شکل

2. Bandwidth

3. Kernel Function

1. Disaggregation models

روش اعتبارسنجی متقابل کمترین توانهای دوم^۱ که توسط بومن (۱۹۸۴) پیشنهاد شده است و بر مبنای حداقل کردن مستقیم جمع بسته توانهای دوم خطا بدست می‌آید نمونه‌ای از این روشها می‌باشد. جمع بسته توانهای دوم خطا طبق تعریف به صورت زیر نوشته می‌شود (۸):

$$ISE = \int (f(x) - \hat{f}(x))^2 dx = \int f(x)^2 - 2 \int f(x) \hat{f}(x) dx + \int \hat{f}(x)^2 \quad (۴)$$

ترم آخر معادله (۴) تنها به داده‌های مشاهده شده، تابع هسته‌ای و عرض‌بند انتخاب شده بستگی دارد. از ترم اول معادله فوق نیز به دلیل عدم وابستگی آن به عرض‌بند می‌توان صرف نظر نمود. ترم دوم که حاصلضرب چگالیهای واقعی و برآورد شده است را نیز می‌توان به عنوان $E(\hat{f}(x))$ در نظر گرفت. بومن با در نظر گرفتن موارد فوق، $LSCV(h)$ را که معیاری است از خطای برآورد و تنها به عرض‌بند وابسته می‌باشد به صورت زیر ارائه کرده است (۸):

$$LSCV(h) = \int \hat{f}(x)^2 - \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \hat{f}_{-i}(x_i) \quad (۵)$$

در این معادله، $\hat{f}_{-i}(x_i)$ چگالی برآورد شده در نقطه x_i با استفاده از تمامی داده‌ها به استثنای x_i می‌باشد. آداموفسکی و فلوج (۱۹۹۱) و شارما و همکاران (۱۹۹۷) معیار $LSCV$ را برای برآوردهای d بعدی چگالی که از تابع هسته‌ای چند متغیره گوسی استفاده می‌کند به صورت زیر ارائه کرده‌اند (۷):

$$LSCV(h) = \frac{1 + (1/n) \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i} [\exp(-L_{ij}/4) - 2^{(d/2)+1} \exp(-L_{ij}/2)]}{(2\pi^{1/2})^d n \det(\mathbf{S})^{1/2}}$$

که در آن:

$$L_{ij} = (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j)^T \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j) / h^2 \quad (۶-الف)$$

با حداقل کردن معادله (۶) با استفاده از داده‌های مشاهده شده، مقدار بهینه عرض‌بند بدست آمده و بدین ترتیب می‌توان معادله (۳) را در برآورد چگالی مورد نظر به کار بست. نکته ای که در انتخاب عرض‌بند بایستی بدان توجه داشت عدم

سیلورمن (۱۹۸۶) و اسکات (۱۹۹۲) اشاره کرد. از این میان، تابع هسته‌ای نرمال، متداول‌ترین و کاربردی‌ترین تابع هسته‌ای است که بر مبنای این تابع هسته‌ای، معادله (۱) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\left[-\frac{(x-x_i)^2}{2h^2}\right] \quad (۲)$$

معادله (۲) برای بردار دو بعدی \mathbf{x} به صورت زیر نوشته می‌شود (۶ و ۷):

$$\hat{f}(\mathbf{x}) = \frac{1}{nh^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{2\pi \det(\mathbf{S})^{1/2}} \exp\left\{-\frac{(\mathbf{x}-\mathbf{x}_i)^T \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}-\mathbf{x}_i)}{2h^2}\right\} \quad (۳)$$

در این معادله، \mathbf{S} ماتریس کوواریانس داده‌ها، \mathbf{x}^T ترانهاده بردار \mathbf{x} و $\det(\mathbf{S})$ دترمینان ماتریس \mathbf{S} می‌باشد. برآورد چگالی در حالت دوبعدی نیز تعبیری مشابه با حالت یک بعدی دارد با این تفاوت که هسته‌های مورد استفاده دوبعدی می‌باشند. از آنجا که تنها پارامتر قابل انتخاب در برآورد هسته‌ای چگالی عرض‌بند می‌باشد در دست داشتن روشی برای تعیین مقدار بهینه عرض‌بند بسیار حائز اهمیت است. روشهای متعددی برای انتخاب عرض‌بند بهینه ارائه شده‌اند که در بخش بعد روش مورد استفاده در این مقاله توضیح داده شده و بر مبنای آن الگوریتم انتخاب عرض‌بند ارائه می‌شود.

به طور کلی روشهای انتخاب عرض‌بند بر مبنای مقایسه چگالیهای واقعی و برآورد شده می‌باشند و بر این اساس معیاری از دقت برآورد بدست می‌دهند. مشکل بزرگی که در راه استفاده از این روشها جود دارد وابستگی آنها به چگالی واقعی است. از آنجا که چگالی واقعی ناشناخته می‌باشد نمی‌توان ارزیابی صحیحی از دقت برآورد بدست آورد. از اینرو بایستی به دنبال معیارهایی باشیم که تنها تابعی از چگالی برآورد شده (یا به عبارت دیگر تابعی از عرض‌بند انتخاب شده) باشند و با ارزیابی آنها بتوان مقداری بهینه برای عرض‌بند بدست آورد.

1. Least Square Cross Validation-LSCV

2. Integrated Square Error-ISE

امر مستلزم آن است که یک تابع چگالی احتمال مشترک d بعدی $(d=p+1)$ به صورت $f(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p})$ برآورد نماییم. با برآورد این توزیع مشترک، می‌توان شبیه سازی را از روی تابع چگالی احتمال شرطی متناظر با آن انجام داد. از آنجا که مدل مورد نظر، مدلی از مرتبه یک است (x_t) از روی تابع چگالی احتمال شرطی آن به صورت زیر نوشته می‌شود (۷):

$$f(x_t | x_{t-1}) = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{\int f(x_t, x_{t-1}) dx_t} = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{f_m(x_{t-1})} \quad (۸)$$

که در آن، $f_m(x_{t-1})$ تابع حاشیه‌ای x_{t-1} می‌باشد. این معادله را می‌توان در شبیه‌سازی x_t از روی x_{t-1} به کار برد. بدین منظور ابتدا بایستی توزیع مشترک x_t و x_{t-1} را از معادله (۳) و بر مبنای تعداد n بردار مشاهده شده \mathbf{X}_i برآورد کنیم. برای سری زمانی $\{x_0, x_1, x_2, \dots, x_n\}$ بردار \mathbf{X}_i دارای عناصر (x_i, x_{i-1}) است به نحوی که $1 \leq i \leq n$ می‌باشد. بنابراین از معادله (۳) داریم (۷):

(۹)

$$\hat{f}(x_t, x_{t-1}) = \frac{1}{nh^2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{2\pi \det(\mathbf{S})^{1/2}} \exp\left(-\left[\begin{matrix} x_t - x_i \\ x_{t-1} - x_{i-1} \end{matrix} \right]^T \mathbf{S}^{-1} \begin{bmatrix} x_t - x_i \\ x_{t-1} - x_{i-1} \end{bmatrix} / 2h^2 \right)$$

در این برآورد تمامی مشاهدات (x_i, x_{i-1}) بر مبنای فاصله‌ای که از (x_t, x_{t-1}) دارند، عرض باند h و ماتریس همپراشی \mathbf{S} مشارکت داده می‌شوند. با نمایش ماتریس همپراشی \mathbf{S} به صورت $\begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{bmatrix}$ و تلفیق معادلات (۸) و (۹) خواهیم داشت (۷):

(۱۰)

$$\hat{f}(x_t | x_{t-1}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi h^2 S')^{1/2}} (rw)_i \exp\left(-\left\{ \frac{(x_t - b_i)^2}{2h^2 S'} \right\}\right)$$

که در آن:

$$(rw)_i = \exp\left(-\frac{(x_{t-1} - x_{i-1})^2}{2h^2 S_{22}}\right) / \sum_{j=1}^n \exp\left(-\frac{(x_{t-1} - x_{j-1})^2}{2h^2 S_{22}}\right) \quad (الف-۱۰)$$

$$S' = S_{11} - \frac{S_{12}^2}{S_{22}} \quad (ب-۱۰)$$

پراکندگی یکسان داده‌های مشاهده شده می‌باشد به نحوی که در برخی دامنه‌ها تعداد زیادی از داده‌ها و در نواحی دیگر تعداد اندکی از داده‌ها واقع می‌شوند. با توجه به این امر میزان هموارسازی در ناحیه‌های متفاوت را بایستی با در نظر گرفتن عرض‌باند‌های متفاوت تعدیل نمود. سیلورمن (۱۹۸۶) رابطه زیر را برای محاسبه عرض‌باند‌های موضعی h_i ارائه کرده است (اقتباس از ۸):

$$h_i = h(\hat{f}(x_i)/g)^{-1/2} \quad (۷)$$

در این معادله، h_i عرض‌باند متناظر با نقطه x_i و g میانگین هندسی داده‌ها می‌باشد. با توجه به آنچه بیان گردید، روش انتخاب عرض باند بهینه به صورت زیر می‌باشد:

- ۱- مقداری اختیاری برای h در نظر گرفته می‌شود.
 - ۲- بر اساس h انتخاب شده، مقادیر $\hat{f}(x_i)$ برآورد شده و سپس از رابطه (۷) عرض‌باند‌های موضعی محاسبه می‌شوند.
 - ۳- معیار $LSCV$ برای عرض‌باند‌های موضعی محاسبه می‌شود.
 - ۴- مراحل ۱ تا ۳ تا رسیدن به حداقل مقادیر محاسبه شده در مرحله ۳ ادامه می‌یابد.
- با استفاده از روش فوق می‌توان عرض‌باند بهینه‌ای که بهترین مقادیر عرض‌باند‌های موضعی را بدست می‌دهد تعیین نمود و بر اساس آن شبیه‌سازی ناپارامتری دبی جریان را انجام داد.

متدولوژی ارائه شده توسط شارما و همکاران (۱۹۹۷) برای شبیه‌سازی دبی جریان به شرح زیر است. سری زمانی $\{x_1, x_2, \dots, x_t, \dots\}$ که در آن x_t مقدار دبی جریان در زمان t می‌باشد را در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم در این سری زمانی ساختار وابسته توالیهای مشاهده شده دبی جریان به نحوی است که هر مقدار، تنها به تعداد محدودی از نقاط پیشین خود وابسته است. به عبارت دیگر سری زمانی را به صورت یک فرایند مارکوف فرض می‌کنیم و از اینرو مدلی از مرتبه p بایستی x_t را بر مبنای p مقدار قبلی آن شبیه‌سازی نماید. این

که در آن W_i یک متغیر تصادفی نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است.

متدولوژی شبیه سازی دبی جریان با در دست داشتن الگوریتم بهینه سازی مقدار عرض باند که در بخش پیشین ارائه شد کامل می گردد.

نتایج و بحث

بر مبنای متدولوژی ارائه شده، مدلی کامپیوتری توسعه داده شد که مراحل شبیه سازی ناپارامتری دبی جریان را به انجام می رساند. به منظور ارزیابی نحوه عملکرد مدل تهیه شده از آن در شبیه سازی دبی جریان رودخانه کارون استفاده گردید. آمار مورد استفاده در شبیه سازی، مربوط به دبی ماهانه رودخانه کارون در محل ورودی به سد کارون (شهید عباسپور) و متعلق به یک دوره آماری ۲۵ ساله (۸۱-۱۳۵۷) بودند که در شکل (۱) نمایش داده شده اند.

با استفاده از آمار فوق و مدل تهیه شده، تعداد ۵۰ سری دبی ماهانه جریان برابر با طول دوره آماری مشاهده شده شبیه سازی گردید. به منظور ارزیابی صحت مدل، پارامترهای آماری میانگین، انحراف معیار و ضریب چولگی در طول دوره شبیه سازی، از هریک از سری داده ها و همچنین از داده های مشاهده شده استخراج گردیدند.

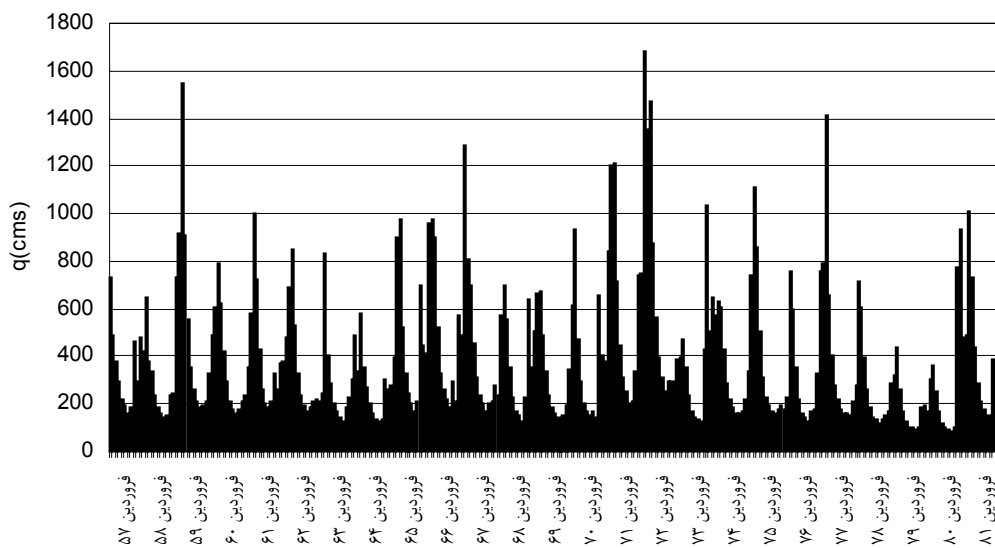
$$b_i = x_i + (x_{t-1} - x_{i-1}) \frac{S_{12}}{S_{22}} \quad (10-ج)$$

چگالی شرطی برآورد شده توسط رابطه (۱۰) بخشی از تابع چگالی مشترک دو بعدی است. بنابراین می توان گفت در تولید چگالی شرطی بخشهایی از هسته های دوبعدی مشارکت کننده در تولید چگالی مشترک مورد استفاده قرار می گیرند. پارامتر

$(rw)_i$ با ویژگی $\sum_{i=1}^n (rw)_i = 1$ میزان مشارکت هر یک از هسته های جزئی را در برآورد چگالی شرطی مشخص می نماید. شبیه سازی سری زمانی با انتخاب x_{t-1} و تولید x_t از معادله (۱۰) شروع شده و این روند با جایگزینی آخرین مقدار تولید شده با x_{t-1} ادامه می یابد.

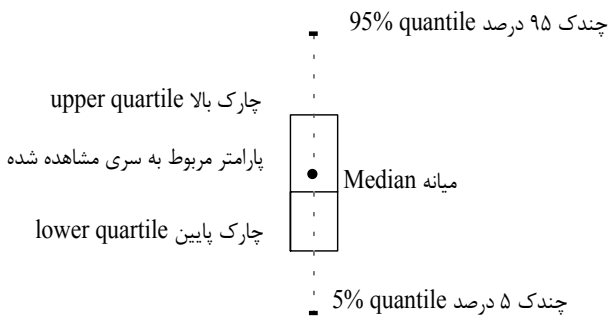
بایستی توجه داشت که در فرآیند شبیه سازی نیازی به برآورد صریح چگالی شرطی نمی باشد. تابع چگالی احتمال شرطی مجموعی از n هسته جزئی گوسی است که هر یک دارای وزن $(rw)_i$ می باشند. بنابراین می توان شبیه سازی را بدین ترتیب انجام داد که ابتدا یکی از هسته های جزئی را با احتمال $(rw)_i$ انتخاب نمود و سپس از این هسته جزئی، x_t را به عنوان متغیری تصادفی از آن هسته جزئی با میانگین b_i و واریانس $h^2 S'$ و با استفاده از معادله زیر بدست آورد (۷):

$$x_t = b_i + h(S')^{1/2} W_i \quad (11)$$



شکل ۱- دبی ماهانه رودخانه کارون در محل ورودی به سد کارون ۱

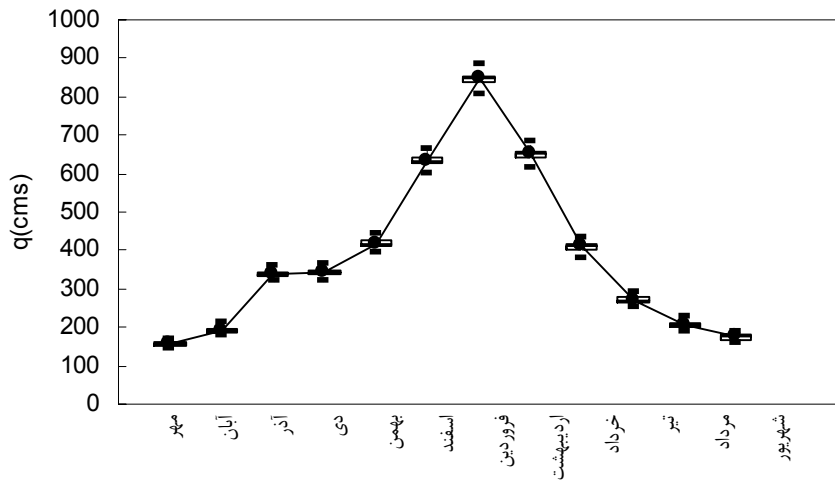
واقع بین چندکهای ۵ و ۹۵ درصد دربرگیرنده ۹۰ درصد از داده‌ها می‌باشند. این نحوه نمایش داده‌ها در شکل (۲) نشان داده شده است.



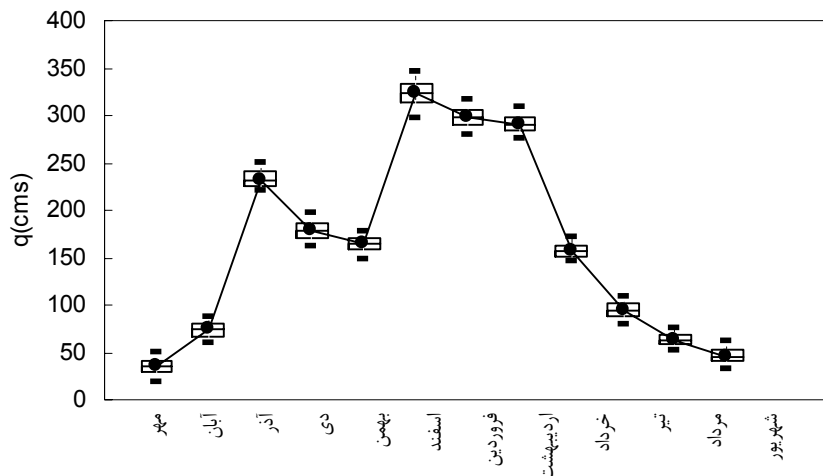
شکل ۲- نحوه نمایش داده‌ها

در شکل‌های (۳) تا (۵) پارامترهای آماری مربوط به داده‌های مشاهده شده و پارامترهای متناظر با آنها که از داده‌های شبیه‌سازی شده بدست آمده‌اند با یکدیگر مقایسه شده‌اند. در این شکلها خطوط شکسته که نقاط توپر را به یکدیگر متصل می‌کنند، نمودار تغییرات پارامترهای مربوط به داده‌های مشاهده شده در ماههای مختلف می‌باشند. به منظور مقایسه ساده‌تر، مقادیر میانه، چارک بالا، چارک پایین و چندکهای ۵ و ۹۵ درصد پارامترهای مربوط به داده‌های شبیه‌سازی شده در هر ماه به صورت خطوط افقی در نمودارها نمایش داده شده‌اند. دامنه واقع بین دو چارک بالا و پایین که دامنه میان چارکی^۱ نامیده می‌شود در برگیرنده ۵۰ درصد میانی از مقادیر مربوطه و دامنه

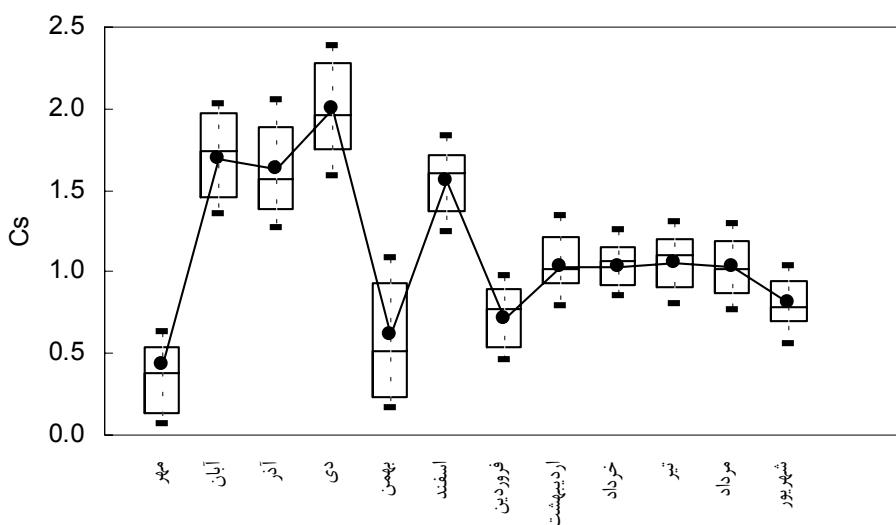
1. Inter-Quartile Range-IQR



شکل ۳- مقایسه بین میانگین مقادیر مشاهده شده و شبیه‌سازی شده در هر ماه



شکل ۴- مقایسه بین انحراف معیار مقادیر مشاهده شده و شبیه‌سازی شده در هر ماه



شکل ۵- مقایسه بین ضریب چولگی مقادیر مشاهده شده و شبیه‌سازی شده در هر ماه

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^n |q_o - q_s|}{n} \quad (12)$$

در این معادله، q_o دبی مشاهده شده و q_s دبی شبیه‌سازی شده می‌باشد. شکل (۶) نمودار تغییرات میانگین قدرمطلق خطای سریهای شبیه‌سازی شده را نمایش می‌دهد. سری شبیه‌سازی شده دارای کمترین مقدار این پارامتر سری ($MAE=149/13$) نیز در شکل ۷ با سری مشاهده شده مقایسه شده است.

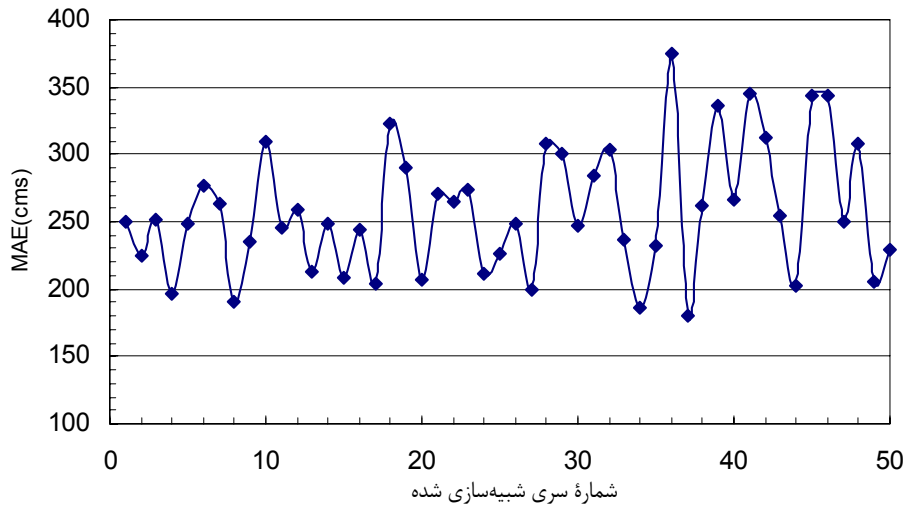
به منظور ارزیابی بهتر مقادیر مشاهده و شبیه‌سازی شده، پارامترهای آماری میانگین، انحراف معیار و ضریب چولگی بهترین سری شبیه‌سازی شده و سری مشاهده شده در جدول ۱ ارائه شده است.

همانگونه که در شکل‌های ۳ و ۴ مشاهده می‌شود بین مقادیر میانگین و همچنین انحراف معیار سریهای شبیه‌سازی شده و سری مشاهده شده تطابق زیادی وجود دارد. در مورد ضریب چولگی (شکل ۵)، به غیر از بهمن ماه در بقیه ماههای سال تفاوت قابل ملاحظه‌ای مشاهده نمی‌شود. در مورد بهمن ماه حداکثر تفاوت مشاهده شده ۰/۴۷ می‌باشد که این تفاوت می‌تواند ناشی از وجود جریانهای پرآب و سیلابی در این ماه باشد که نرمال بودن رژیم رودخانه را دچار اغتشاش کرده است. ضمن اینکه این مقدار برای حداکثر خطا میزان قابل ملاحظه‌ای نمی‌باشد.

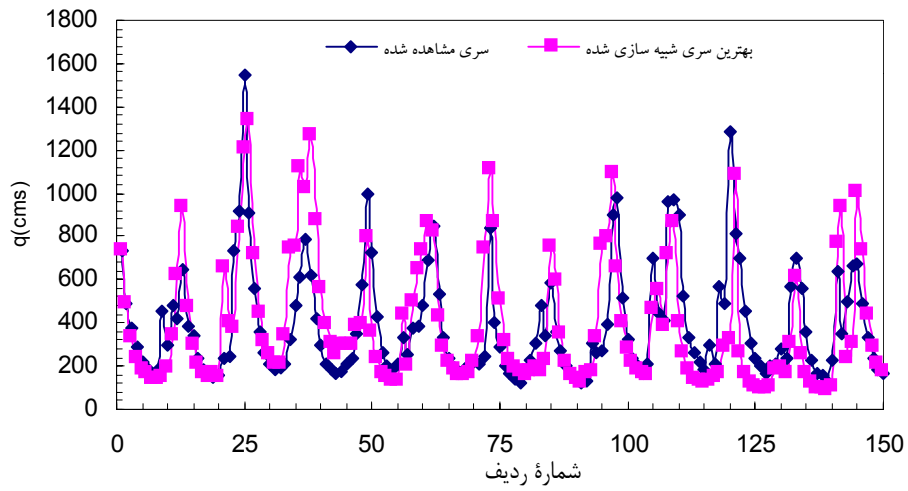
در مرحله بعد به منظور انتخاب بهترین سری شبیه‌سازی شده از پارامتر میانگین قدر مطلق خطا استفاده شده است. این پارامتر توسط رابطه زیر بدست می‌آید:

جدول ۱- مقایسه پارامترهای آماری بهترین سری شبیه‌سازی شده و سری مشاهده شده

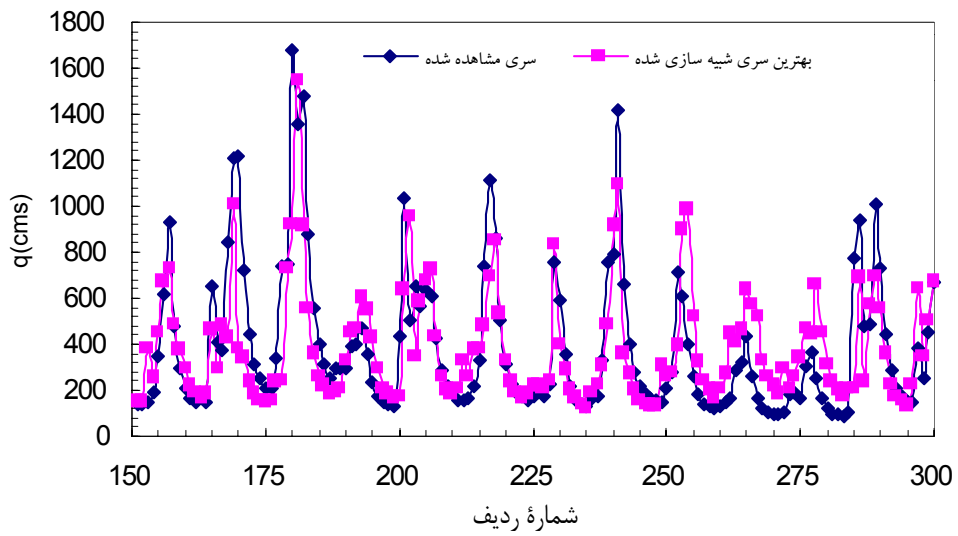
		فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند
بیشترین	مشاهده شده	۸۴۶/۳	۶۵۰/۱	۴۰۹/۹	۲۷۱/۷	۲۰۴/۹	۱۷۵/۱	۱۵۵/۹	۱۹۲/۷	۳۳۹/۷	۳۴۱/۳	۴۱۸/۶	۶۳۳/۵
	شبیه‌سازی شده	۸۳۸/۹	۹۴۳/۲	۴۱۷/۱	۲۶۷/۷	۲۰۸/۹	۱۸۰/۳	۱۶۰/۵	۱۹۷/۱	۳۴۳/۹	۳۴۵/۵	۴۱۳/۴	۶۲۷/۷
کمترین	مشاهده شده	۲۹۷/۲	۲۹۰/۸	۱۵۷/۷	۹۳/۸	۶۲/۴	۴۵/۲	۳۵/۰	۷۴/۰	۲۳۱/۷	۱۷۹/۱	۱۶۵/۳	۳۳۴/۲
	شبیه‌سازی شده	۲۶۸/۷	۳۱۱/۷	۱۶۷/۷	۱۰۰/۹	۶۵/۵	۴۷/۷	۳۷/۸	۷۹/۶	۲۴۷/۸	۱۹۱/۹	۱۵۲/۰	۲۹۴/۹
ضریب چولگی	مشاهده شده	۰/۷۱	۱/۰۲	۱/۰۳	۱/۰۵	۱/۰۲	۰/۸۰	۰/۴۳	۱/۶۹	۱/۶۲	۱/۹۹	۰/۶۱	۱/۵۵
	شبیه‌سازی شده	۰/۸۰	۱/۱۱	۰/۹۶	۱/۱۲	۱/۱۲	۰/۷۵	۰/۴۹	۱/۸۴	۱/۴۸	۱/۸۱	۰/۵۱	۱/۶۷



شکل ۶- میانگین قدرمطلق خطا در سریهای شبیه سازی شده



(الف)



(ب)

شکل ۷- مقایسه بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سری شبیه سازی شده

از داده‌های رودخانه‌های دیگر و مقایسه نتایج مدل با مدل‌های متداول می‌باشد.

سپاسگزاری

بخشی از هزینه‌های این تحقیق از محل اعتبارات قطب علمی گروه مهندسی آبیاری و آبادانی دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران و در قالب طرح تحقیقاتی "شبیه‌سازی دبی جریان رودخانه با استفاده از روش‌های ناپارامتری" تامین شده است. مولفین مراتب قدردانی خود را از گروه محترم مهندسی آبیاری و آبادانی اعلام می‌دارند.

از آنجایی که مقادیر میانگین آبدهی در رودخانه به عنوان ورودی به سیستم مخزن سد حائز اهمیت فراوان است، دقت مدل در برآورد این پارامتر نیز مهم می‌باشد. همانگونه که در جدول (۱) مشاهده می‌شود در مورد بهترین سری شبیه‌سازی شده این تفاوت در حدود ۴ درصد می‌باشد که حاکی از قابلیت بالای مدل می‌باشد. در مورد پارامترهای انحراف معیار و ضریب چولگی نیز حداکثر اختلاف مشاهده شده به ترتیب ۱۰ و ۱۵ درصد می‌باشد که مقادیر قابل قبولی می‌باشند. با توجه به ارزیابی‌های انجام شده روش ارائه شده برای شبیه‌سازی جریان رودخانه پیشنهاد می‌شود هر چند ذکر این نکته ضروری است که کاربردی شدن این روش نیازمند بررسی‌های بیشتر با استفاده

REFERENCES

1. Adamowski, K. 1985. Nonparametric Kernel Estimation of Flood Frequencies, *Water Res. Res.*, 21 (11), 1585-1590.
2. Adamowski, K. & W. Feluch. 1991. Application of Nonparametric Regression to Ground water Level Prediction, *Can. J. Civ. Eng.*, 18, 600-606.
3. Bowman, AW. 1984. An Alternative Method of Cross-Validation for the Smoothing of Density Estimates, *Biometrika*, 71(2), 533-560.
4. DiNardo, J. & L. Tobis. 2001. Nonparametric Density and Regression Estimation, *J. Economic Perspectives.*, 15 (4), 11-28.
5. Lall, U., K. Bosworth, & A. Owosina. 1994a. Local Polynomial Estimation of Spatial Surfaces, *Utah Water Res. Lab., Utah State Univ.*
6. Scott, D.W. 1992. *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice and Visualization*, John Wiley and Sons, Inc, New York., 317pp.
7. Sharma, A., U. Lall, & D.G. Tarboton. 1997. Streamflow simulation: A nonparametric approach, *Water Res. Res.*, 33(2), 291-308.
8. Sharma, A., U. Lall, & D. G. Tarboton. Kernel bandwidth selection for a first order nonparametric streamflow simulation model, *Stoch. Hydrol. Hydraul.*, 12, 35-52, 1998.
9. Silverman, B.W. 1986. *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman & Hall, New York, 350pp.
10. Tarboton, D.G., A. Sharma, & U. Lall. 1998. Disaggregation procedures for stochastic hydrology based on nonparametric density estimation, *Water Res. Res.*, 34(1), 107-119.