تولید داده‌های طولانی مدت دبی متوسط ماهانه (مطالعهٔ موردی: رودخانهٔ دز) [1]

افشین اشرف‌زاده[2] مجید خلقی[3] سعید موسوی ندوشنی[4]

چکیده

برآورد مقدار ظرفیت مخزن یک سد، تابعی از ورودی رودخانه به آن می‌باشد. عدم دقت در برآورد آبدهی طولانی مدت رودخانه‌ها غالبا منجر به برآورد بیش از حد یا کمتر از حد حجم ورودی و درنتیجه اشتباه در تعیین ارتفاع سد می‌شود. تولید آمار مصنوعی معمولا با روش‌های استوکاستیک پارامتری انجام می‌شود. این روش‌ها به دلیل وجود پارامترهای متعدد به ویژه در سری‌های زمانی ماهانه، در تولید آمار مصنوعی رودخانه‌ها دچار خطا می‌شوند. در این تحقیق از روش برآورد هسته‌ای چگالی که یک روش ناپارامتری می‌باشد در تولید سری مصنوعی ماهانهٔ رودخانهٔ دز استفاده شده است. از بین ۵۰ سری تولید شدهٔ ماهانه، بهترین سری با استفاده از معیار میانگین قدرمطلق خطا تعیین گردید. مقایسهٔ بین آبدهی مشاهده شده و برآورد دبی حاصل از کاربرد بهترین سری شبیه‌سازی شده نشان داد که تطابق خوبی بین این دو سری وجود دارد و تفاوت در حد ۱۱/۶ درصد است. با توجه به نتایج به دست آمده در این مطالعه می‌توان استفاده از این روش را برای تولید آمار طولانی مدت رودخانه‌ها پیشنهاد نمود. به خصوص در رودخانه‌هایی که دارای آمار طولانی مدت نیستند این روش می‌تواند برای مدیریت و برنامه‌ریزی استفاده از آب‌های سطحی در آینده موثر باشد.

واژه‌های کلیدی: *رودخانهٔ دز، ظرفیت مخزن، تولید آمار مصنوعی، آمار مشاهده شده، برآورد هسته‌ای چگالی.*

[1]- تاریخ دریافت: ۸۲/۱۰/۲۹ تایخ پذیرش: ۸۳/۶/۳۰

[2]- دانشجوی دکتری مهندسی آبیاری و آبادانی دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران (E-mail:ashrafz@ut.ac.ir)

[3]- دانشیار دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه تهران

[4]- استادیار دانشکدهٔ صنعت آب و برق (شهید عباسپور)

مقدمه

شبیه‌سازی دبی جریان به منظور آگاهی از آورد رودخانه‌ها در دوره‌های زمانی آینده از مسائل مهم و کاربردی در مدیریت منابع آب می‌باشد. دبی ورودی به مخازن سدها به عنوان عنصر برنامه‌ریزی منابع آب در مقیاس کلان، همواره مورد توجه بخش‌های اجرایی آب کشور می‌باشد و طبیعی است با پیش‌بینی تا حد امکان دقیق این پارامتر می‌توان اطمینان قابل قبولی به سرمایه‌گذاری‌های مختلف بخش آب ارایه کرد.

شبیه‌سازی دبی جریان و تولید داده‌ها معمولا با استفاده از مدل‌های استوکاستیک انجام می‌شود. در این مدل‌ها مقدار جریان در آینده به صورت تابعی از مقادیر گذشتهٔ جریان در نظر گرفته شده و وابستگی بین مقادیر گذشته و حال در قالب یک توزیع احتمالاتی توام[1] توصیف می‌گردد. در مدل‌های متداول که مدل‌های پارامتری نیز نامیده می‌شوند، توزیعی مناسب برای داده‌ها انتخاب شده و پارامترهای آن از روی سری زمانی مشاهده شده برآورد می‌گردند. انتخاب توزیع مناسب در این مدل‌ها نیازمند در نظر گرفتن فرضیاتی مربوط به شکل توزیع و نوع وابستگی بین مقادیر مشاهده شده می‌باشد. دستهٔ دیگری از مدل‌های استوکاستیک مورد استفاده در شبیه‌سازی که اخیرا مورد توجه قرار گرفته‌اند، متکی به برآورد ناپارامتری توزیع می‌باشند. به طور کلی در روش‌های ناپارامتری برآورد یک تابع، سعی بر این است که با استفاده از داده‌های تاریخی مشاهده شده، تقریبی موضعی از تابع هدف ارایه شود. در منابع علم آمار به انواع مختلفی از برآوردکننده‌های ناپارامتری اشاره شده است (۶ و ۸). تمامی این روش‌ها با تکیه بر این اصل که برآورد تابع هدف بایستی به صورت موضعی انجام شود، سعی در برآورد تابعی از داده‌های مشاهده شده دارند تا بر اساس آن بتوان به پیش‌بینی متغیر مورد نظر در آینده پرداخت. پس از برآورد ناپارامتری توزیع مربوط به داده‌های مشاهده شده می‌توان به شبیه‌سازی دبی جریان پرداخت.

استفاده از 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[2] (۱۹۸۵) با استفاده از برآورد ناپارامتری تابع چگالی احتمال سیلاب‌های سالانه، روشی ناپارامتری برای آنالیز فراوانی سیلاب ارایه کرد. آداموفسکی و فلوچ[3] (۱۹۹۱) از رگرسیون ناپارامتری در پیش‌بینی سطح آب زیرزمینی استفاده کرده و نتیجه گرفتند که این روش نسبت به رگرسیون توانی یا چند جمله‌ای دارای ضریب همبستگی بالاتری است. لل و همکاران[4] (۱۹۹۴) یک برآورد کنندهٔ چند جمله‌ای ناپارامتری توسعه دادند که آزمون آن بر روی داده‌های ساختگی و داده‌های مشاهده شدهٔ سطح آب زیرزمینی برتری این روش را نسبت به روش کریجینگ معمولی نشان داد. شارما و همکاران[5] (۱۹۹۷) با استفاده از برآورد ناپارامتری توابع چگالی احتمال، روشی برای شبیه‌سازی دبی جریان ارایه کردند که آزمون آن توسط داده‌های ساختگی نشان داد که این روش در تولید وابستگی‌های خطی و غیر خطی بین مقادیر متغیر تصادفی، انعطاف پذیری بیشتری نسبت به روش‌های استوکاستیک رایج دارد. تاربوتن و همکاران[6] (۱۹۹۸) کاربرد روش‌های ناپارامتری را به مدل‌های تجزیه کننده[7] 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 مقالهٔ حاضر از برآورد هسته‌ای چگالی[8] که یکی از روش‌های ناپارامتری برآورد توابع می‌باشد در شبیه‌سازی دبی جریان رودخانه دز استفاده شده و نتایج حاصل مورد بررسی قرار گرفته است.

[1]- Joint

[2]-Adamowski
[3]-Feluch
[4]-Lall
[5]-Sharma
[6]-Tarboton
[7]- Disaggregation Models
[8]- Kernel Density Estimation

مواد و روش‌ها

برآورد هسته‌ای چگالی

برآورد هسته‌ای از متداول‌ترین روش‌های ناپارامتری برآورد چگالی می‌باشد. در صورتی که n دادهٔ مشاهده شده از متغیر تصادفی X در دست باشد برآورد هسته‌ای چگالی که می‌توان آن را شکل توسعه یافته‌ای از یک هیستوگرام در نظر گرفت به صورت زیر نوشته می‌شود (۸):

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

در این معادله که چگالی نقطهٔ دلخواه x را بر مبنای نقاط مشاهده شدهٔ x_i برآورد می‌کند، n تعداد نقاط مشاهده شده، h تعیین کنندهٔ هموازی برآورد و K تابعی است که به نام تابع هسته‌ای[1] شناخته می‌شود. h، عرض‌باند[2] نیز نامیده می‌شود. در حالت کلی اگر $K(u)>0$ و $\int K(u)du=1$ باشد (u متغیر مستقل در تابع K می‌باشد که در مورد برآورد هسته‌ای چگالی داریم $u=\frac{x-x_i}{h}$)، برآورد محاسبه شده توسط رابطهٔ (۱) شرایط تابع چگالی احتمال را دارا خواهد بود (۸).

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 ارایه شده‌اند که می‌توان به انواع ذکر شده توسط سیلورمن[3] (۱۹۸۶) و اسکات[4] (۱۹۹۲) اشاره کرد. تابع هسته‌ای گوسی استاندارد، متداول‌ترین و کاربردی‌ترین نوع از این توابع است که بر مبنای این تابع هسته‌ای رابطهٔ (۱) به صورت زیر نوشته می‌شود:

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

معادلهٔ (۲) برای برآورد چگالی‌های یک بعدی در نقطهٔ دلخواه x به کار می‌رود. از آنجا که دبی جریان فرآیندی مارکوف است برای شبیه‌سازی آن نیازمند در اختیار داشتن برآوردهایی از توابع چگالی احتمال توام دو بعدی می‌باشیم. این توابع را می‌توان با استفاده از شکل دو بعدی معادلهٔ (۲) که به صورت زیر نوشته می‌شود برآورد کرد(۶):

$$\hat{f}(\mathrm{x})=\frac{1}{nh^2}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{2\pi\det(\mathrm{S})^{1/2}}\exp\left\{-\frac{(\mathrm{x}-\mathrm{x}_i)^T\mathrm{S}^{-1}(\mathrm{x}-\mathrm{x}_i)}{2h^2}\right\}. \qquad (3)$$

در این معادله که چگالی ماتریس دلخواه $x=\begin{bmatrix}x_t\\ x_t-1\end{bmatrix}$ را بر مبنای ماتریس‌های مشاهد شدهٔ $x_i=\begin{bmatrix}x_i\\ x_i-1\end{bmatrix}$ برآورد می‌کند، $\mathbf{S}$ ماتریس کوواریانس تابع هسته‌ای، $\mathbf{x}^T$ ترانهادهٔ ماتریس $\mathbf{x}$ و $\det(\mathbf{S})$ دترمینان ماتریس $\mathbf{S}$ می‌باشد.

نکتهٔ حایز اهمیت در برآورد هسته‌ای چگالی انتخاب مقدار مناسبی برای عرض‌باند می‌باشد. آداموفسکی و فلوچ (۱۹۹۱) روشی به نام اعتبارسنجی متقابل کمترین توان‌های دوم[5] برای برآوردهای چند بعدی چگالی که از تابع هسته‌ای چند متغیرهٔ گوسی استفاده می‌کند ارایه کرده‌اند. در این روش و در حالت دو بعدی، معیار $LSCV(h)$ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$LSCV(\lambda)=\frac{1+\sum_{i=1}^{n}\sum_{j\neq i}^{n}\left[\frac{\exp(-L_{ij}/4)}{n}-\frac{4\exp(-L_{ij}/2)}{n-1}\right]}{4n\pi h^2} \qquad (4)$$

که در آن:

$$L_{ij}=(x_i-x_j)^T(x_i-x_j)/h^2 \qquad \text{(۴-الف)}$$

با استفاده از رابطهٔ (۴) و داده‌های مشاهده شده، معیار $LSCV(h)$ برای مقادیر متفاوتی از h محاسبه می‌شود. مقداری از h که کمترین $LSCV$ را داشته باشد به عنوان عرض‌باند مناسب در نظر گرفته می‌شود. با در دست داشتن عرض‌باند مناسب می‌توان از معادلهٔ (۳) برآوردی از چگالی مورد نظر بدست آورد. در بخش بعد به شبیه‌سازی دبی جریان بر مبنای برآورد هسته‌ای چگالی پرداخته می‌شود.

شبیه‌سازی ناپارامتری دبی جریان

سری زمانی $\{x_1 \ldots x_t \ldots x_n\}$ که در آن x_t مقدار دبی جریان در زمان t می‌باشد را در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم در این سری زمانی ساختار وابستهٔ مقادیر مشاهده

---

[1] Kernel Function

[2] Bandwidth

[3]-Silverman

[4]-Scott

[5]- Least Square Cross Validation

شدهٔ 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 این رو مدلی از مرتبهٔ p بایستی x_t را بر مبنای p مقدار قبلی آن شبیه‌سازی نماید. این امر مستلزم آن است که یک تابع چگالی احتمال توام d بعدی ($d=p+1$) به صورت $f(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \ldots, x_{t-p})$ برآورد نماییم. با برآورد این توزیع توام می‌توان شبیه‌سازی را از روی تابع چگالی احتمال شرطی متناظر با آن انجام داد. از آنجا که مدل مورد نظر در این تحقیق مدلی از مرتبهٔ یک است (x_t از روی x_{t-1})، تابع چگالی احتمال شرطی آن به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$f(x_t|x_{t-1}) = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{\int f(x_t, x_{t-1})dx_t} = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{f_m(x_{t-1})} \quad (5)$$

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. به این منظور ابتدا بایستی توزیع توام x_t و x_{t-1} را از معادلهٔ (۳) و بر مبنای تعداد n ماتریس مشاهده شدهٔ $\mathbf{x_i}$ برآورد کنیم. برای سری زمانی $\{x_0, x_1, x_2, \ldots, x_n\}$، بردار $\mathbf{x_i}$ دارای عناصر (x_i, x_{i-1}) است به نحوی که $1 \le i \le n$ می‌باشد. بنابراین ازمعادلهٔ (۳) داریم:

(۶)

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

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 کوواریانس $\mathbf{S}$ مشارکت داده می‌شوند. با نمایش ماتریس کوواریانس $\mathbf{S}$ به صورت $\begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22}\end{bmatrix}$ و تلفیق معادلات (۵) و (۶) خواهیم داشت (۷):

$$\hat{f}(x_t|x_{t-1}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(2\pi h^2 S')^{1/2}}(rw)_i \exp\left(-\left\{\frac{(x_t - b_i)^2}{2h^2 S'}\right\}\right) \quad (7)$$

که در آن:

$$(rw)_i = \exp\left(-\frac{(x_{t-1} - x_{i-1})^2}{2h^2 S_{22}}\right) / \sum_{j=1}^{n}\exp\left(-\frac{(x_{t-1} - x_{j-1})^2}{2h^2 S_{22}}\right) \quad \text{(۷- الف)}$$

$$S' = S_{11} - \frac{S_{12}^2}{S_{22}} \quad \text{(۷- ب)}$$

$$b_i = x_i + (x_{t-1} - x_{i-1})\frac{S_{12}}{S_{22}} \quad \text{(۷- ج)}$$

چگالی شرطی برآورد شده توسط رابطهٔ (۷) برشی از تابع چگالی احتمال توام دو بعدی است. بنابراین می‌توان گفت در تولید چگالی شرطی، برش‌هایی از توابع هسته‌ای گوسی مشارکت کننده در تولید چگالی توام مورد استفاده قرار می‌گیرند. پارامتر $(rw)_i$ با ویژگی $\sum_{i=1}^{n}(rw)_i = 1$، مقدار مشارکت هر یک از هسته‌های دو بعدی را در برآورد چگالی شرطی مشخص می‌نماید. شبیه‌سازی سری زمانی با انتخاب x_{t-1} وتولید x_t از معادلهٔ (۷) شروع شده و این روند با جایگزینی آخرین مقدار تولید شده با x_{t-1} ادامه می‌یابد.

بایستی توجه داشت که در فرآیند شبیه‌سازی نیازی به برآورد صریح چگالی شرطی نمی‌باشد. تابع چگالی احتمال شرطی مجموعی از n تابع هسته‌ای گوسی است که هر یک دارای میانگین b_i و واریانس h^2S' می‌باشند (معادلهٔ (۷) را مشاهده کنید). بنابراین می‌توان شبیه‌سازی را به ین ترتیب انجام داد که ابتدا یکی از این توابع هسته‌ای گوسی را با احتمال $(rw)_i$ انتخاب نمود و سپس از این تابع هسته‌ای گوسی، x_t را به عنوان متغیری تصادفی و با استفاده از معادلهٔ زیر تولید نمود (۷):

$$x_t = b_i + h(S')^{1/2}W_t \quad (8)$$

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

بر مبنای روش ارایه شده مدلی کامپیوتری توسعه داده شده است که مراحل شبیه‌سازی ناپارامتری دبی‌جریان را به انجام می‌رساند. این مدل با استفاده از داده‌های آبدهی رودخانهٔ دز در محل ورودی به سد مورد ارزیابی قرار گرفت. در بخش بعد مشخصات کلی این سد و وضعیت جریان‌های ورودی و خروجی آن ارایه شده است.

سد مخزنی دز

مطالعهٔ رودخانهٔ دز که از منابع مهم آبی کشور و استان خوزستان می‌باشد اهمیت خاصی دارد. شعبات اصلی رودخانهٔ دز از کوه‌های بختیاری و ارتفاعات زاگرس

سرچشمه گرفته و سهم عمده‌ای در تشکیل پرآب‌ترین رودخانهٔ ایران یعنی کارون دارد. سد دز یکی از بزرگ‌ترین سدهای کشور است که نقش عمده‌ای در اقتصاد کشور دارد. وجود بیش از ۱۲۰۰۰۰ هکتار زمین زراعی در پایین دست این سد و تولید انرژی برقابی ۵۰۰ مگاوات ساعت دلیلی بر اهمیت این سد می‌باشد. سد دز در ۲۵ کیلومتری شمال اندیمشک و بر روی رودخانهٔ دز قرار دارد که با ارتفاعی برابر با ۲۰۳ متر بر روی کنگلومرای بختیاری احداث شده است. طول دریاچهٔ سد ۶۵ کیلومتر و ظرفیت نهایی آن در حدود ۳/۳ میلیارد متر مکعب می‌باشد. برای آگاهی بیشتر از وضعیت ورودی و خروجی سد دز در ماه‌های مختلف دورهٔ بهره‌برداری، متوسط جریان‌های ورودی و خروجی سد در طی سال‌های ۸۱-۱۳۴۳ در جدول (۱) ارایه شده است.

جدول۱- متوسط جریان ورودی به سد دز در طول سال‌های ۸۱-۱۳۴۳

شهریور	مرداد	تیر	خرداد	اردیبهشت	فروردین	اسفند	بهمن	دی	آذر	آبان	مهر	ماه
۷۴	۱۰۱	۱۵۷	۲۷۴	۵۰۵	۶۳۰	۴۴۱	۳۱۱	۲۱۹	۲۰۰	۹۸	۵۶	متوسط ورودی (m^3/s)
۲۱۲	۲۱۳	۲۲۱	۲۷۲	۴۵۹	۴۶۱	۳۲۱	۲۵۳	۲۰۵	۲۱۰	۱۸۷	۱۹۷	متوسط خروجی (m^3/s)

در بخش بعد نتایج حاصل از اجرای مدل بر روی آمار مشاهده شدهٔ سد دز ارایه شده است.

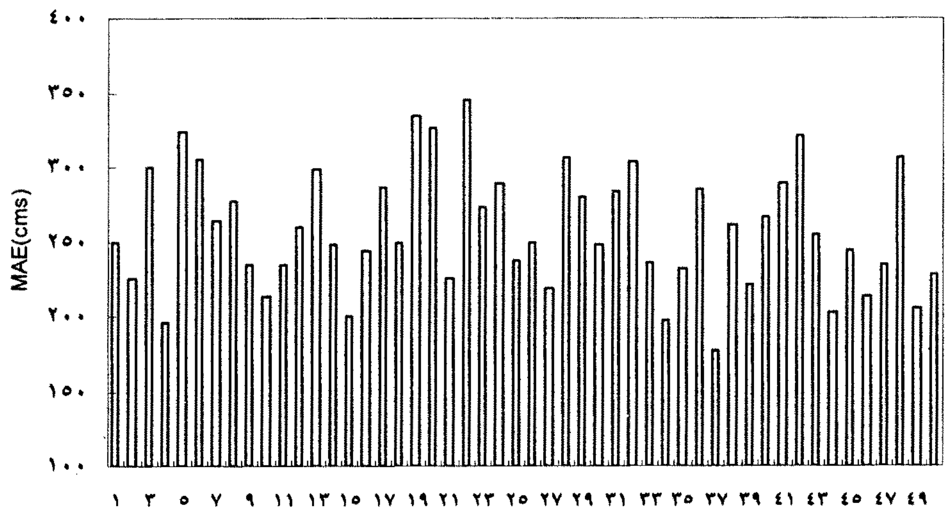
نتایج

آمار مورد استفاده در شبیه‌سازی مربوط به دبی ماهانهٔ رودخانهٔ دز در محل ورودی به سد و متعلق به یک دورهٔ آماری ۳۹ ساله (۸۱-۱۳۴۳) بوده است. با استفاده از این آمار و مدل تهیه شده، تعداد ۵۰ سری از دبی ماهانهٔ جریان با طولی برابر با طول دورهٔ آماری مشاهده‌شده شبیه‌سازی گردید. به منظور انتخاب بهترین سری شبیه‌سازی شده از پارامتر میانگین قدر مطلق خطا[۱] استفاده شده است. این پارامتر توسط رابطهٔ زیر به دست می‌آید:

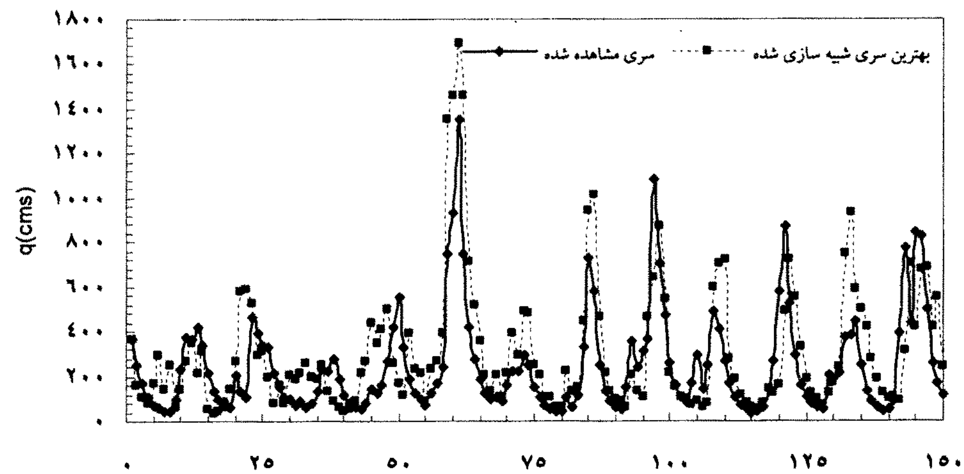
$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left|(q_o - q_s)\right|}{n} \qquad (۹)$$

در این معادله، q_o دبی مشاهده شده و q_s دبی شبیه‌سازی شده می‌باشد. شکل (۱) تغییرات میانگین قدرمطلق خطای سری‌های شبیه‌سازی شده را نمایش می‌دهد. سری شبیه‌سازی شدهٔ دارای کمترین مقدار این پارامتر (MAE=۱۷۷/۴) نیز در شکل‌های (۲) تا (۴) با سری مشاهده شده مقایسه شده است.

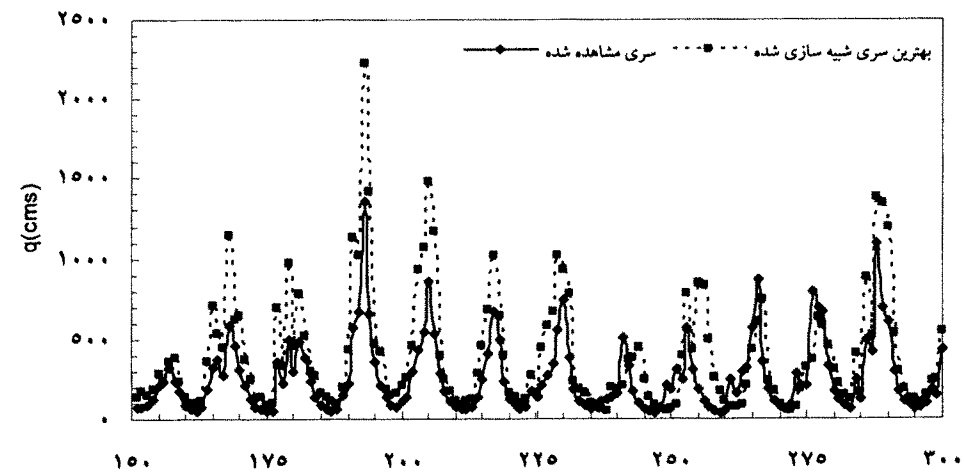
[۱] Mean Absolute Error (MAE)



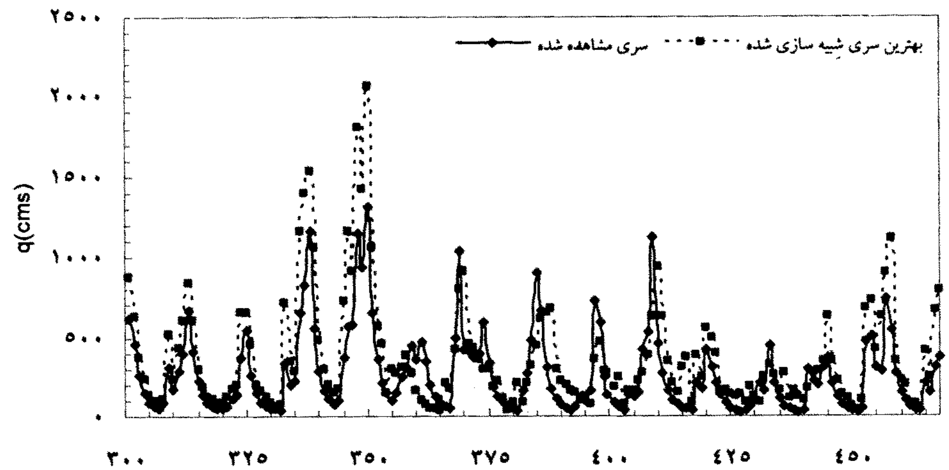
شکل ۱- میانگین قدرمطق خطا در سری‌های شبیه‌سازی شده



شکل ۲- مقایسهٔ بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سری شبیه‌سازی شده (ردیف‌های ۱۵۰-۱)



شکل ۳- مقایسهٔ بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سری شبیه‌سازی شده (ردیف‌های ۳۰۰-۱۵۱)



شکل ۴- مقایسهٔ بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سری شبیه‌سازی شده (ردیف‌های ۴۶۸-۳۰۱)

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 (۲) ارایه شده است.

جدول ۲- مقایسهٔ پارامترهای آماری بهترین سری شبیه‌سازی شده و سری مشاهده شده

		شهریور	مرداد	تیر	خرداد	اردیبهشت	فروردین	اسفند	بهمن	دی	آذر	آبان	مهر
میانگین	مشاهده شده	۳۷/۷	۱۰۱/۰	۱۵۶/۵	۲۷۴/۱	۵۰۵/۰	۶۳۰/۱	۴۴۰/۵	۳۱۰/۶	۲۱۹/۱	۲۰۰/۱	۹۸/۱	۵۶/۰
	شبیه‌سازی شده	۸۲/۷	۸۶/۲	۱۴۰/۵	۳۰۰/۶	۵۶۰/۴	۶۸۹/۱	۳۸۹/۱	۲۶۵/۱	۲۴۰/۳	۱۸۰/۸	۱۱۰/۶	۴۸/۶
انحراف معیار	مشاهده شده	۲۴/۱	۳۶/۹	۶۲/۵	۱۱۹/۷	۲۵۰/۲	۲۷۸/۲	۲۲۸/۹	۱۶۰/۸	۱۱۸/۸	۱۷۵/۸	۸۳/۰	۱۷/۲
	شبیه‌سازی شده	۲۸/۴	۲۹/۷	۵۲/۷	۱۲۰/۶	۲۹۱/۲	۳۱۸/۷	۱۸۸/۵	۱۲۶/۳	۱۳۶/۲	۲۰۱/۵	۹۶/۸	۲۰/۳
ضریب چولگی	مشاهده شده	۰/۹۳۳	۱/۱۸۴	۱/۳۲۵	۱/۲۷۹	۱/۲۴۹	۰/۹۴۷	۱/۵۸۰	۱/۲۱۶	۱/۴۳۳	۲/۹۷۳	۳/۰۶۹	۰/۶۰۶
	شبیه‌سازی شده	۱/۱۱۳	۱/۵۲۷	۱/۰۳۱	۰/۹۷۷	۱/۵۶۸	۱/۱۷۲	۱/۹۰۶	۱/۵۹۲	۱/۷۳۵	۲/۲۷۰	۲/۱۱۵	۰/۴۵۶

بحث و نتیجه‌گیری

از آنجایی که مقادیر میانگین آبدهی در رودخانه به عنوان ورودی به سیستم مخزن سد حایز 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 به طور میانگین ۱۱/۶ درصد می‌باشد که حاکی از قابلیت بالای مدل می‌باشد. در مورد پارامترهای انحراف معیار و ضریب چولگی نیز میانگین اختلاف مشاهده شده به ترتیب ۱۶/۷ و ۲۴/۷ درصد می‌باشد که مقادیر قابل قبولی می‌باشند. با توجه به ارزیابی‌های انجام شده روش ارایه شده برای شبیه‌سازی دبی جریان رودخانه پیشنهاد می‌شود هر چند ذکر این نکته ضروری است که کاربردی شدن این روش نیازمند

بررسی‌های بیشتر با استفاده از داده‌های رودخانه‌های دیگر و مقایسهٔ نتایج مدل با مدل‌های متداول پارامتری می‌باشد.

تشکر و قدردانی

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

منابع

1-Adamowski, K., 1985. Nonparametric Kernel Estimation of Flood Frequencies, Water Res. Res., 21 (11), 1585-1590.
2-Adamowski, K., and 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., and L. Tobis. 2001. Nonparametric Density and Regression Estimation, J. Economic Perspectives., 15 (4), 11-28,.
5- Lall, U., K. Bosworth, and 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, and D.G. Tarboton, 1997. Streamflow simulation: A nonparametric approach, Water Res. Res., 33(2), 291-308.
8-Silverman, B.W., 1986. Density estimation for statistics and data analysis, Chapman & Hall, New York, 350pp.
9-Tarboton, D.G., A. Sharma, and U. Lall, 1998. Disaggregation procedures for stochastic hydrology based on nonparametric density estimation, Water Res. Res., 34(1), 107-119.

Generation of Long-term Monthly Stream flow Data (Case Study: Dez River)

A. Ashrafzadeh[1] M. Kholghi [2] S. Mousavi Nadoushani[3]

Abstract

An estimation of reservoir capacity substantially depends on river discharge. Either an overestimation or an underestimation of this parameter can bring about negative economical as well as social consequences. Generally, stream flow data generation is accomplished, using the stochastic methods. Number of parameter in these methods, especially in monthly scale, will cause a considerable error of estimation. In this study, a nonparametric method called kernel density function was employed to generate the monthly stream flow for Dez River. Method for choosing the best simulation, among 50 monthly generated series, is based on an evaluation of mean absolute error (MAE) factor. A comparison between the most proper series and observed values of stream flow indicate a maximum difference of 11.6 % that can be acceptable to be observed in a problem. This approach can be proposed for generation of long-term monthly stream flow data for any river. This method especially allows, in cases of unavailability of long-term data, for reasonable decision-making in surface water planning as well as in future management of water resources systems.

Keywords: Dez River, Reservoir capacity, Generation of synthetic data, Observed data, Kernel density estimation.

1- Ph.D. Scholar, University. of Tehran, (E-mail: ashrafz@ut.ac.ir)

2- Associate Professor., University of Tehran,

3- Assistant Professor., Power & Water Institute of Technology, (Shahid Abbaspour)