توليد داده‌هاي طولاني مدت دبي متوسط ماهانه (مطالعة موردي: رودخانة دز) [1]

افشين اشرف‌زاده[2] مجيد خلقي[3] سعيد موسوي ندوشني[4]

چكيده

برآورد مقدار ظرفيت مخزن يک سد, تابعي از ورودي رودخانه به آن مي‌باشد. عدم دقت در برآورد آبدهي طولاني مدت رودخانه‌ها غالبا منجر به برآورد بيش از حد يا كمتر از حد حجم ورودي و درنتيجه اشتباه در تعيين ارتفاع سد مي‌شود. توليد آمار مصنوعي معمولا با روش‌هاي استوكاستيک پارامتري انجام مي‌شود. اين روش‌ها به دليل وجود پارامترهاي متعدد به ويژه در سري‌هاي زماني ماهانه, در توليد آمار مصنوعي رودخانه‌ها دچار خطا مي‌شوند. در اين تحقيق از روش برآورد هسته‌اي چگالي كه يک روش ناپارامتري مي‌باشد در توليد سري مصنوعي ماهانة رودخانة دز استفاده شده است. از بين ۵۰ سري توليد شدة ماهانه, بهترين سري با استفاده از معيار ميانگين قدرمطلق خطا تعيين گرديد. مقايسة بين آبدهي مشاهده شده و برآورد دبي حاصل از كاربرد بهترين سري شبيه‌سازي شده نشان داد كه تطابق خوبي بين اين دو سري وجود دارد و تفاوت در حد ۱۱/۶ درصد است. با توجه به نتايج به دست آمده در اين مطالعه مي‌توان استفاده از اين روش را براي توليد آمار طولاني مدت رودخانه‌ها پيشنهاد نمود. به خصوص در رودخانه‌هايي كه داراي آمار طولاني مدت نيستند اين روش مي‌تواند براي مديريت و برنامه‌ريزي استفاده از آب‌هاي سطحي در آينده موثر باشد.

واژه‌هاي كليدي: *رودخانة دز, ظرفيت مخزن, توليد آمار مصنوعي, آمار مشاهده شده, برآورد هسته‌اي چگالي.*

---

[1] - تاريخ دريافت: ۸۲/۱۰/۲۹، تايخ پذيرش:۸۳/۶/۳۰

[2] - دانشجوي دكتري مهندسي آبياري و آباداني دانشكدة كشاورزي، دانشگاه تهران **(E-mail:ashrafz@ut.ac.ir)**

[3] - دانشيار دانشكدة كشاورزي، دانشگاه تهران

[4] - استاديار دانشكدة صنعت آب و برق (شهيد عباسپور)

مقدمه

شبيه‌سازي دبي جريان به منظور آگاهي از آورد رودخانه‌ها در دوره‌هاي زماني آينده از مسائل مهم و كاربردي در مديريت منابع آب مي‌باشد. دبي ورودي به مخازن سدها به عنوان عنصر برنامه‌ريزي منابع آب در مقياس كلان، همواره مورد توجه بخش‌هاي اجرايي آب كشور مي‌باشد و طبيعي است با پيش‌بيني تا حد امكان دقيق اين پارامتر مي‌توان اطمينان قابل قبولي به سرمايه‌گذاري‌هاي مختلف بخش آب ارايه كرد.

شبيه‌سازي دبي جريان و توليد داده‌ها معمولا با استفاده از مدل‌هاي استوكاستيك انجام مي‌شود. در اين مدل‌ها مقدار جريان در آينده به صورت تابعي از مقادير گذشتة جريان در نظر گرفته شده و وابستگي بين مقادير گذشته و حال در قالب يک توزيع احتمالاتي توام[1] توصيف مي‌گردد. در مدل‌هاي متداول كه مدل‌هاي پارامتري نيز ناميده مي‌شوند, توزيعي مناسب براي داده‌ها انتخاب شده و پارامترهاي آن از روي سري زماني مشاهده شده برآورد مي‌گردند. انتخاب توزيع مناسب در اين مدل‌ها نيازمند در نظر گرفتن فرضياتي مربوط به شكل توزيع و نوع وابستگي بين مقادير مشاهده شده مي‌باشد. دستة ديگري از مدل‌هاي استوكاستيک مورد استفاده در شبيه‌سازي كه اخيرا مورد توجه قرار گرفته‌اند، متكي به برآورد ناپارامتري توزيع مي‌باشند. به طور كلي در روش‌هاي ناپارامتري برآورد يك تابع، سعي بر اين است كه با استفاده از داده‌هاي تاريخي مشاهده شده, تقريبي موضعي از تابع هدف ارايه شود. در منابع علم آمار به انواع مختلفي از برآوردكننده‌هاي ناپارامتري اشاره شده است (۶ و ۸). تمامي اين روش‌ها با تكيه بر اين اصل كه برآورد تابع هدف بايستي به صورت موضعي انجام شود، سعي در برآورد تابعي از داده‌هاي مشاهده شده دارند تا بر اساس آن بتوان به پيش‌بيني متغير مورد نظر در آينده پرداخت. پس از برآورد ناپارامتري توزيع مربوط به داده‌هاي مشاهده شده مي‌توان به شبيه‌سازي دبي جريان پرداخت.

[1]- Joint

استفاده از روش‌هاي ناپارامتري در سال‌هاي اخير در هيدرولوژي و منابع آب شروع شده و قابليت‌هاي آن مورد ارزيابي قرار گرفته است كه به عنوان مثال مي‌توان به موارد زير اشاره كرد. آداموفسكي[2] (۱۹۸۵) با استفاده از برآورد ناپارامتري تابع چگالي احتمال سيلاب‌هاي سالانه, روشي ناپارامتري براي آناليز فراواني سيلاب ارايه كرد. آداموفسكي و فلوچ[3] (۱۹۹۱) از رگرسيون ناپارامتري در پيش‌بيني سطح آب زيرزميني استفاده كرده و نتيجه گرفتند كه اين روش نسبت به رگرسيون تواني يا چند جمله‌اي داراي ضريب همبستگي بالاتري است. لل و همكاران[4] (۱۹۹۴) يک برآورد كنندة چند جمله‌اي ناپارامتري توسعه دادند كه آزمون آن بر روي داده‌هاي ساختگي و داده‌هاي مشاهده شدة سطح آب زيرزميني برتري اين روش را نسبت به روش كريجينگ معمولي نشان داد. شارما و همكاران[5] (۱۹۹۷) با استفاده از برآورد ناپارامتري توابع چگالي احتمال, روشي براي شبيه‌سازي دبي جريان ارايه كردند كه آزمون آن توسط داده‌هاي ساختگي نشان داد كه اين روش در توليد وابستگي‌هاي خطي و غير خطي بين مقادير متغير تصادفي, انعطاف پذيري بيشتري نسبت به روش‌هاي استوكاستيک رايج دارد. تاربوتن و همكاران[6] (۱۹۹۸) كاربرد روش‌هاي ناپارامتري را به مدل‌هاي تجزيه كننده[7] گسترش داده و با استفاده از داده‌هاي ساختگي و مشاهده شده نشان دادند كه اين روش قادر به حفظ ويژگي‌هاي آماري و همبستگي موجود در اين داده‌ها مي‌باشد.

در مقالة حاضر از برآورد هسته‌اي چگالي[8] كه يكي از روش‌هاي ناپارامتري برآورد توابع مي‌باشد در شبيه‌سازي دبي جريان رودخانه دز استفاده شده و نتايج حاصل مورد بررسي قرار گرفته است.

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

مواد و روش‌ها

برآورد هسته‌اي چگالي

برآورد هسته‌اي از متداول‌ترين روش‌هاي ناپارامتري برآورد چگالي مي‌باشد. در صورتي كه n دادة مشاهده شده از متغير تصادفي X در دست باشد برآورد هسته‌اي چگالي كه مي‌توان آن را شكل توسعه يافته‌اي از يک هيستوگرام در نظر گرفت به صورت زير نوشته مي‌شود (۸):

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

در اين معادله كه چگالي نقطة دلخواه x را بر مبناي نقاط مشاهده شدة x_i برآورد مي‌كند، n تعداد نقاط مشاهده شده، h تعيين كنندة هموارى برآورد و K تابعي است كه به نام تابع هسته‌اي[1] شناخته مي‌شود. h، عرض‌باند[2] نيز ناميده مي‌شود. در حالت كلي اگر $K(u) > 0$ و $\int K(u)du = 1$ باشد (u متغير مستقل در تابع K مي‌باشد كه در مورد برآورد هسته‌اي چگالي داريم $u = \frac{x - x_i}{h}$)، برآورد محاسبه شده توسط رابطة (۱) شرايط تابع چگالي احتمال را دارا خواهد بود (۸).

از نظر تئوري ثابت شده است كه تابع هسته‌اي انتخاب شده نقش تعيين كننده‌اي در عملكرد روش ندارد (۴). توابع هسته‌اي متفاوتي در منابع مختلف ارايه شده‌اند كه مي‌توان به انواع ذكر شده توسط سيلورمن[3] (۱۹۸۶) و اسكات[4] (۱۹۹۲) اشاره كرد. تابع هسته‌اي گوسي استاندارد، متداول‌ترين و كاربردي‌ترين نوع از اين توابع است كه بر مبناي اين تابع هسته‌اي رابطة (۱) به صورت زير نوشته مي‌شود:

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

معادلة (۲) براي برآورد چگالي‌هاي يک بعدي در نقطة دلخواه x به كار مي‌رود. از آنجا كه دبي جريان فرآيندي ماركوف است براي شبيه‌سازي آن نيازمند در اختيار داشتن برآوردهايي از توابع چگالي احتمال توام دو بعدي مي‌باشيم. اين توابع را مي‌توان با استفاده از شكل دو بعدي معادلة (۲) كه به صورت زير نوشته مي‌شود برآورد كرد(۶):

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

در اين معادله كه چگالي ماتريس دلخواه $x = \begin{bmatrix} x_t \\ x_t - 1 \end{bmatrix}$ را بر مبناي ماتريس‌هاي مشاهد شدة $x_i = \begin{bmatrix} x_i \\ x_i - 1 \end{bmatrix}$ برآورد مي‌كند، $\mathbf{S}$ ماتريس كوواريانس تابع هسته‌اي، $\mathbf{x}^T$ ترانهادة ماتريس $\mathbf{x}$ و $\det(\mathbf{S})$ دترمينان ماتريس $\mathbf{S}$ مي‌باشد.

نكتة حايز اهميت در برآورد هسته‌اي چگالي انتخاب مقدار مناسبي براي عرض‌باند مي‌باشد. آداموفسكي و فلوچ (۱۹۹۱) روشي به نام اعتبارسنجي متقابل كمترين توان‌هاي دوم[5] براي برآوردهاي چند بعدي چگالي كه از تابع هسته‌اي چند متغيرة گوسي استفاده مي‌كنند ارايه كرده‌اند. در اين روش و در حالت دو بعدي، معيار $LSCV(h)$ به صورت زير نوشته مي‌شود:

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

كه در آن:

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

با استفاده از رابطة (۴) و داده‌هاي مشاهده شده، معيار $LSCV(h)$ براي مقادير متفاوتي از h محاسبه مي‌شود. مقداري از h كه كمترين $LSCV$ را داشته باشد به عنوان عرض‌باند مناسب در نظر گرفته مي‌شود. با در دست داشتن عرض‌باند مناسب مي‌توان از معادلة (۳) برآوردي از چگالي مورد نظر بدست آورد. در بخش بعد به شبيه‌سازي دبي جريان بر مبناي برآورد هسته‌اي چگالي پرداخته مي‌شود.

شبيه‌سازي ناپارامتري دبي جريان

سري زماني $\{x_1, ..., x_t, ..., x_n\}$ كه در آن x_t مقدار دبي جريان در زمان t مي‌باشد را در نظر مي‌گيريم. فرض مي‌كنيم در اين سري زماني ساختار وابستة مقادير مشاهده

[1] Kernel Function

[2] Bandwidth

[3]-Silverman

[4]-Scott

[5]- Least Square Cross Validation

شدة دبي جريان به نحوي است که هر مقدار، تنها به تعداد محدودي از نقاط پيشين خود وابسته است. به عبارت ديگـر سري زماني را به صورت يک فرايند مارکوف فرض مي‌کنيم و از اين رو مدلي از مرتبة p بايستي x_t را بر مبناي p مقدار قبلي آن شبيه‌سازي نمايد. اين امر مستلزم آن است که يک تـابع چگـالي احتمـال تـوام d بعـدي $(d=p+1)$ بـه صورت $f(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-p})$ برآورد نماييم. با بـرآورد اين توزيع توام مي‌توان شبيه‌سـازي را از روي تـابع چگـالي احتمال شرطي متناظر با آن انجام داد. از آنجـا کـه مـدل مورد نظر در اين تحقيق مدلي از مرتبـة يـک اسـت (x_t از روي x_{t-1})، تابع چگالي احتمال شرطي آن به صورت زيـر نوشته مي‌شود:

$$f(x_t|x_{t-1}) = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{\int f(x_t, x_{t-1})dx_t} = \frac{f(x_t, x_{t-1})}{f_m(x_{t-1})} \quad (۵)$$

که در آن $f_m(x_{t-1})$ ، تابع حاشيه‌اي x_{t-1} مي‌باشد. ايـن معادله را مي‌توان در شبيه‌سازي x_t از روي x_{t-1} به کار بـرد. به اين منظور ابتدا بايستي توزيع توام x_t و x_{t-1} را از معادلة (۳) و بر مبناي تعداد n ماتريس مشـاهده شـدة $\mathbf{x_i}$ بـرآورد کنيم. براي سري زماني $\{x_0, x_1, x_2, ..., x_n\}$ ، بردار $\mathbf{x_i}$ داراي عناصر (x_i, x_{i-1}) است به نحـوي کـه $1 \le i \le n$ مـي‌باشـد. بنابراين ازمعادلة (۳) داريم:

(۶)

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

در اين برآورد تمـامي مشـاهدات (x_i, x_{i-1}) بـر مبنـاي فاصله‌اي که از (x_t, x_{t-1}) دارنـد، عـرض بانـد h و مـاتريس کوواريانس $\mathbf{S}$ مشارکت داده مي‌شـوند. بـا نمـايش مـاتريس کوواريانس $\mathbf{S}$ به صورت $\begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22}\end{bmatrix}$ و تلفيق معـادلات (۵) و (۶) خواهيم داشت (۷):

$$\hat{f}(x_t|x_{t-1}) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{(2\pi h^2 S')^{1/2}}(rw)_i \exp(-\left\{\frac{(x_t - b_i)^2}{2h^2S'}\right\} \quad (۷)$$

که در آن:

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

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

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

چگالي شرطي برآورد شده توسـط رابطـة (۷) برشـي از تابع چگالي احتمال توام دو بعدي است. بنـابراين مـي‌تـوان گفت در توليد چگالي شرطي، برش‌هايي از توابـع هسـته‌اي گوسي مشارکت کننده در توليد چگالي توام مورد اسـتفاده قرار مـي‌گيرنـد. پـارامتر $(rw)_i$ بـا ويژگـي $\sum_{i=1}^{n}(rw)_i = 1$ ، مقدار مشارکت هر يک از هسته‌هاي دو بعدي را در بـرآورد چگالي شرطي مشخص مي‌نمايد. شبيه‌سازي سري زماني با انتخاب x_{t-1} وتوليد x_t از معادلة (۷) شروع شده و اين رونـد با جايگزيني آخرين مقدار توليد شده با x_{t-1} ادامه مي‌يابد.

بايستي توجه داشت که در فرآيند شبيه‌سازي نيازي بـه برآورد صريح چگالي شرطي نمي‌باشد. تابع چگالي احتمـال شرطي مجموعي از n تابع هسته‌اي گوسي است که هر يک داراي ميانگين b_i و واريانس h^2S' مي‌باشند (معادلة (۷) را مشاهده کنيد). بنابراين مي‌توان شبيه‌سازي را به ين ترتيب انجام داد که ابتدا يکي از اين توابع هسـته‌اي گوسـي را بـا احتمال $(rw)_i$ انتخاب نمود و سپس از اين تـابع هسـته‌اي گوسي، x_t را به عنـوان متغيـري تصـادفي و بـا اسـتفاده از معادلة زير توليد نمود (۷):

$$x_t = b_i + h(S')^{1/2}W_t \quad (۸)$$

که در آن W_t يک متغير تصادفي نرمال با ميانگين صفر و واريانس يک است.

بر مبناي روش ارايه شده مدلي کامپيوتري توسـعه داده شده است که مراحل شبيه‌سازي ناپارامتري دبي‌جريان را به انجام مي‌رساند. اين مـدل بـا اسـتفاده از داده‌هـاي آبـدهي رودخانة دز در محل ورودي به سد مورد ارزيابي قرار گرفت. در بخش بعد مشخصات کلي اين سد و وضعيت جريان‌هاي ورودي و خروجي آن ارايه شده است.

سد مخزني دز

مطالعة رودخانة دز که از منابع مهـم آبـي کشـور و اسـتان خوزستان مـي‌باشـد اهميـت خاصـي دارد. شـعبات اصـلي رودخانـة دز از کـوه‌هـاي بختيـاري و ارتفاعـات زاگـرس

سرچشمه گرفته و سهم عمده‌اي در تشكيل پرآب‌ترين رودخانة ايران يعني كارون دارد. سد دز يكي از بزرگ‌ترين سدهاي كشور است كه نقش عمده‌اي در اقتصاد كشور دارد. وجود بيش از ۱۲۰۰۰۰ هكتار زمين زراعي در پايين دست اين سد و توليد انرژي برقابي ۵۰۰ مگاوات ساعت دليلي بر اهميت اين سد مي‌باشد. سد دز در ۲۵ كيلومتري شمال انديمشک و بر روي رودخانة دز قرار دارد كه با ارتفاعي برابر با ۲۰۳ متر بر روي كنگلومراي بختياري احداث شده است. طول درياچة سد ۶۵ كيلومتر و ظرفيت نهايي آن در حدود ۳/۳ ميليارد متر مكعب مي‌باشد. براي آگاهي بيشتر از وضعيت ورودي و خروجي سد دز در ماه‌هاي مختلف دورة بهره‌برداري, متوسط جريان‌هاي ورودي و خروجي سد در طي سال‌هاي ۸۱-۱۳۴۳ در جدول (۱) ارايه شده است.

جدول۱- متوسط جريان ورودي به سد دز در طول سال‌هاي ۸۱-۱۳۴۳

ماه	مهر	آبان	آذر	دي	بهمن	اسفند	فروردين	ارديبهشت	خرداد	تير	مرداد	شهريور
متوسط ورودي (m^3/s)	۵۶	۹۸	۲۰۰	۲۱۹	۳۱۱	۴۴۱	۶۳۰	۵۰۵	۲۷۴	۱۵۷	۱۰۱	۷۴
متوسط خروجي (m^3/s)	۱۹۷	۱۸۷	۲۱۰	۲۰۵	۲۵۳	۳۲۱	۴۶۱	۴۵۹	۲۷۲	۲۲۱	۲۱۳	۲۱۲

در بخش بعد نتايج حاصل از اجراي مدل بر روي آمار مشاهده شدة سد دز ارايه شده است.

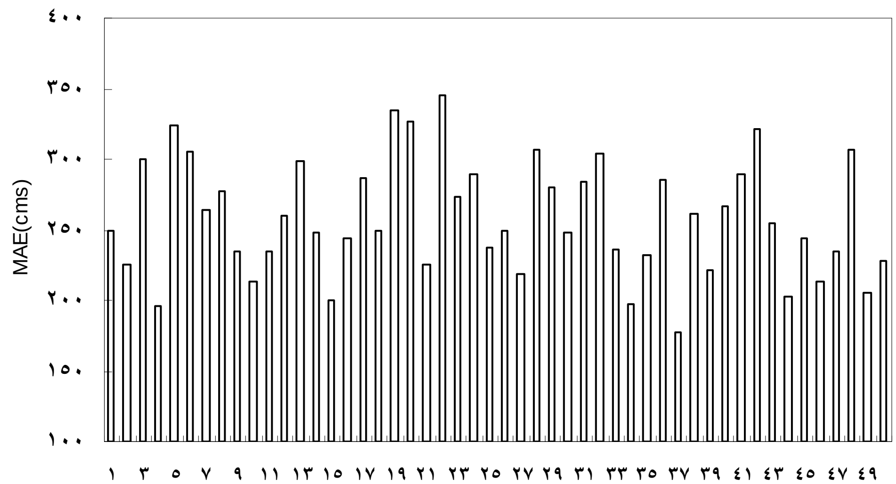
نتايج

آمار مورد استفاده در شبيه‌سازي مربوط به دبي ماهانة رودخانة دز در محل ورودي به سد و متعلق به يک دورة آماري ۳۹ ساله (۸۱-۱۳۴۳) بوده است. با استفاده از اين آمار و مدل تهيه شده, تعداد ۵۰ سري از دبي ماهانة جريان با طولي برابر با طول دورة آماري مشاهده‌شده شبيه‌سازي گرديد. به منظور انتخاب بهترين سري شبيه‌سازي شده از پارامتر ميانگين قدر مطلق خطا[1] استفاده شده است. اين پارامتر توسط رابطة زير به دست مي‌آيد:

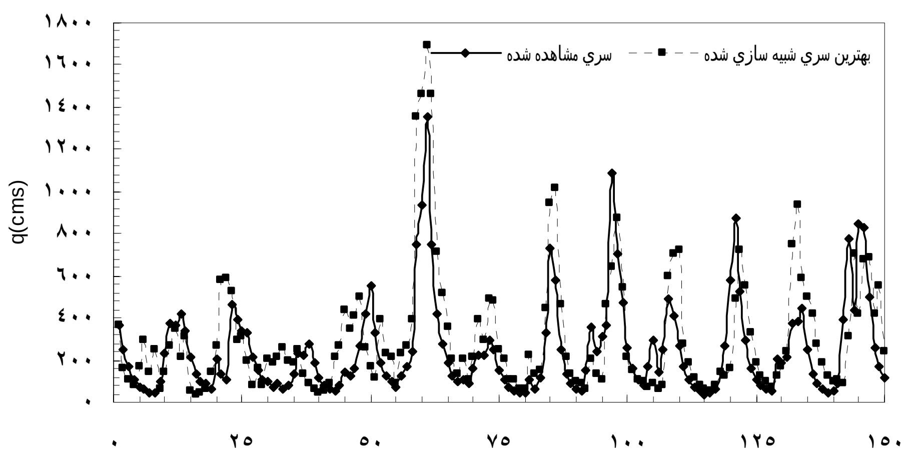
$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left| (q_o - q_s) \right|}{n} \qquad (۹)$$

در اين معادله, q_o دبي مشاهده شده و q_s دبي شبيه‌سازي شده مي‌باشد. شكل (۱) تغييرات ميانگين قدرمطلق خطاي سري‌هاي شبيه‌سازي شده را نمايش مي‌دهد. سري شبيه‌سازي شدة داراي كمترين مقدار اين پارامتر (MAE=۱۷۷/۴) نيز در شكل‌هاي (۲) تا (۴) با سري مشاهده شده مقايسه شده است.

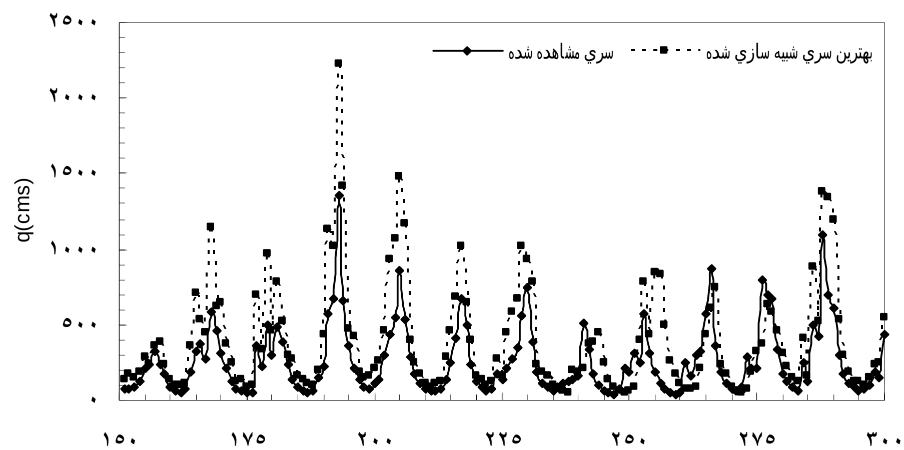
[1] Mean Absolute Error (MAE)



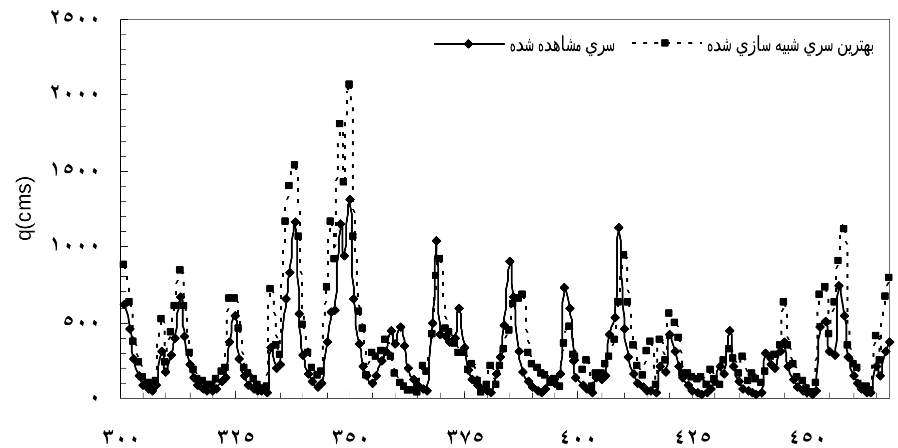
شکل ۱- میانگین قدرمطق خطا در سري‌هاي شبیه‌سازي شده



شکل ۲- مقایسة بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سري شبیه‌سازي شده (ردیف‌هاي ۱۵۰-۱)



شکل ۳- مقایسة بین مقادیر مشاهده شده و بهترین سري شبیه‌سازي شده (ردیف‌هاي ۳۰۰-۱۵۱)



شكل ۴- مقايسة بين مقادير مشاهده شده و بهترين سري شبيه‌سازي شده (رديف‌هاي ۴۶۸-۳۰۱)

به منظور ارزيابي بهتر مقـادير مشـاهده و شـبيه‌سـازي شده, پارامترهاي آماري ميانگين, انحـراف معيـار و ضـريب چولگي بهترين سري شبيه‌سازي شده و سري مشاهده شده در جدول (۲) ارايه شده است.

جدول ۲- مقايسة پارامترهاي آماري بهترين سري شبيه‌سازي شده و سري مشاهده شده

شهريور	مرداد	تير	خرداد	ارديبهشت	فروردين	اسفند	بهمن	دي	آذر	آبان	مهر		
۳۷/۷	۱۰۱/۰	۱۵۶/۵	۲۷۴/۱	۵۰۵/۰	۶۳۰/۱	۴۴۰/۵	۳۱۰/۶	۲۱۹/۱	۲۰۰/۱	۹۸/۱	۵۶/۰	مشاهده شده	ميانگين
۸۲/۷	۸۶/۲	۱۴۰/۵	۳۰۰/۶	۵۶۰/۴	۶۸۹/۱	۳۸۹/۱	۲۶۵/۱	۲۴۰/۳	۱۸۰/۸	۱۱۰/۶	۴۸/۶	شبيه‌سازي 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	مشاهده شده	انحراف معيار
۲۸/۴	۲۹/۷	۵۲/۷	۱۲۰/۶	۲۹۱/۲	۳۱۸/۷	۱۸۸/۵	۱۲۶/۳	۱۳۶/۲	۲۰۱/۵	۹۶/۸	۲۰/۳	شبيه‌سازي 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	مشاهده شده	ضريب چولگي
۱/۱۱۳	۱/۵۲۷	۱/۰۳۱	۰/۹۷۷	۱/۵۶۸	۱/۱۷۲	۱/۹۰۶	۱/۵۹۲	۱/۷۳۵	۲/۲۷۰	۲/۱۱۵	۰/۴۵۶	شبيه‌سازي شده	

بحث و نتيجه‌گيري

از آنجايي كه مقادير ميانگين آبدهي در رودخانه بـه عنـوان ورودي به سيستم مخزن سد حـايز اهميـت فـراوان اسـت، دقت مدل در برآورد اين پارامتر نيز مهم مي‌باشد. همانگونه كه در جدول (۱) مشاهده مي‌شود در مورد بهتـرين سـري شبيه‌سازي شده اين تفاوت به طـور ميـانگين ۱۱/۶ درصـد مي‌باشد كه حاكي از قابليت بالاي مدل مي‌باشـد. در مـورد پارامترهاي انحراف معيـار و ضـريب چـولگي نيـز ميـانگين اخـتلاف مشـاهده شـده بـه ترتيـب ۱۶/۷ و ۲۴/۷ درصـد مي‌باشد كه مقـادير قابـل قبـولي مـي‌باشـند. بـا توجـه بـه ارزيابي‌هاي انجام شده روش ارايه شـده بـراي شـبيه‌سـازي دبی جريان رودخانه پيشنهاد مي‌شود هر چند ذكر اين نكته ضـروري اسـت كـه كـاربردي شـدن ايـن روش نيازمنـد

بررسي‌هاي بيشتر با استفاده از داده‌هاي رودخانه‌هاي ديگر و مقايسة نتايج مدل با مدل‌هاي متداول پارامتري مي‌باشد.

تشکر و قدرداني

بخشي از هزينه‌هاي اين تحقيق از محل اعتبارات قطب علمي گروه مهندسي آبياري و آباداني دانشکدة کشاورزي دانشگاه تهران و در قالب طرح تحقيقاتي "شبيه‌سازي دبي‌جريان رودخانه با استفاده از روش‌هاي ناپارامتري" تامين شده است. مولفين مراتب قدرداني خود را از گروه محترم مهندسي آبياري و آباداني اعلام مي‌دارند.

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)