



دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

نشریه پژوهش‌های حفاظت آب و خاک
جلد بیست و سوم، شماره پنجم، ۱۳۹۵
<http://jwsc.gau.ac.ir>

تحلیل حساسیت روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال در برآورد تابع چگالی احتمال دمای حداکثر – حداقل سالانه

*میثم سالاری جزی

استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

تاریخ دریافت: ۹۵/۲/۳۱؛ تاریخ پذیرش: ۹۵/۹/۲۸

چکیده

سابقه و هدف: برای تحلیل‌های ریسک و عدم قطعیت در مطالعات هیدرولوژی و محیط زیست، برآورد تابع چگالی احتمال دما یک گام اولیه و ضروری می‌باشد. اغلب پژوهش‌های صورت گرفته در زمینه برآورد تابع چگالی احتمال دما بر اساس رویکرد پارامتری بوده است در حالی که رویکرد ناپارامتری به علت بعضی از مزایا سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال یک روش نوین ناپارامتری با ویژگی‌های مناسب است که به تازگی در هیدرولوژی مورد توجه قرار گرفته است. این روش در محاسبات از ضرایب ثابت با مقادیر پیش فرض استفاده می‌کند اما تاکنون پژوهش مستقلی در مورد اهمیت این مقادیر پیش فرض بر دقت برازش تابع چگالی احتمال صورت نگرفته است. هدف این مطالعه تحلیل حساسیت ضرایب ثابت روش سری‌های متعامد نرمال در دقت برآورد توزیع چگالی احتمال متغیرهای دما می‌باشد که منجر به درک مناسب‌تری از اهمیت هر یک از ضرایب این روش می‌شود.

مواد و روش‌ها: ابتدا دقت برازش روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال چهار توزیع پارامتری متداول (گاما، گامبل، نمایی و لوگ نرمال) در برآورد تابع چگالی احتمال دمای حداقل و حداکثر سالانه چهار ایستگاه اصفهان، شیراز، زاهدان و رامسر بر اساس معیار اطلاعات آکائیک و میانگین مربعات خطا بررسی شد. در محاسبات روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال از ضرایب $CJ0$ ، $CJ1$ ، CT و CM با مقادیر پیش فرض استفاده می‌شود. برای تحلیل حساسیت برای هر یک از ضرایب، دامنه‌ای منطقی تعیین و تعدادی مقدار مشخص در هر دامنه انتخاب شد. برای هشت سری مورد بررسی، معیارهای دقت برازش متناظر با مقادیر انتخاب شده در دامنه هر کدام از ضرایب مورد بررسی به صورت جداگانه محاسبه شد. بر اساس مقادیر محاسبه شده نمودارهای تحلیل حساسیت ترسیم شد. مشخصه آماری ضریب تغییرات معیارهای دقت برازش برای مقایسه بزرگی حساسیت هر یک از ضرایب در سری‌های مورد بررسی تعیین گردید.

یافته‌ها: بررسی نتایج تحلیل حساسیت ضرایب مختلف روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال نشان می‌دهد حساس‌ترین ضریب نسبت به تغییر در مقدار پیش فرض، CT می‌باشد. ضرایب CM و $CJ0$ دارای اندازه بزرگی حساسیت نزدیک به یکدیگر می‌باشند و از نظر بزرگی حساسیت بعد از ضریب CT قرار می‌گیرند در حالی که ضریب

* مسئول مکاتبه: meysam.salarijazi@gau.ac.ir

CJ1 به‌عنوان ضریبی مشخص شد که دارای کم‌ترین حساسیت در بین ضرایب مورد بررسی است. بررسی نمودارهای تحلیل حساسیت مشخص کرد که با کاهش مقادیر ضرایب ثابت نسبت به مقادیر پیش‌دقت برازش افزوده می‌شود در حالی که افزایش در مقادیر این ضرایب منجر به کاهش دقت برازش می‌شود.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان می‌دهد که با تغییر در مقادیر پیش‌فرض ضرایب ثابت روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال دقت برازش می‌تواند به شکل محسوسی کاهش یا افزایش یابد. همچنین مشخص است که اگرچه دقت برازش روش سری‌های متعامد نرمال با مقادیر پیش‌فرض کاملاً قابل‌قبول است اما در بین چهار ضریب مورد بررسی در این روش در اغلب موارد تغییرات در ضریب CT منجر به افزایش دقت محسوس این روش ناپارامتری شده است. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بررسی تغییرات در مقادیر پیش‌فرض ضرایب روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال یک ابزار مناسب و مهم در افزایش دقت برآورد تابع چگالی احتمال در این روش است.

واژه‌های کلیدی: ناپارامتری، سری‌های متعامد نرمال، تحلیل حساسیت، دما، تابع چگالی احتمال

مقدمه

دما یک پارامتر بسیار مهم هیدرولوژیکی است و بر فرآیندهای مختلف هیدرولوژیکی و زیست‌محیطی کاملاً مؤثر است. فرآیندهای متعددی مانند تبخیر (۵)، تبخیر و تعرق (کینگ و همکاران، ۲۰۱۵)، ذوب برف (لیسی و همکاران، ۲۰۱۵؛ یانگ و همکاران، ۲۰۱۵)، صعود و تبخیر آب زیرزمینی (تی‌سانگ و همکاران، ۲۰۱۴)، آبدهی رودخانه (آرنل و گسلینگ، ۲۰۱۳؛ شنایدر و همکاران، ۲۰۱۳؛ نعیمی‌کلورزی و همکاران، ۲۰۱۶؛ قربانی و همکاران، ۲۰۱۶a)؛ قربانی و همکاران، ۲۰۱۶b) از جمله فرآیندهای هیدرولوژیکی تحت‌تأثیر دما می‌باشند. همچنین دما عامل بسیار مؤثر در موازنه آب و انرژی در مقیاس حوضه‌ای می‌باشد (۱۲، ۲۶، ۳۷). بنابراین در تحلیل‌های مبتنی بر فرآیندهای تصادفی در فرآیندهای مرتبط برآورد تابع چگالی احتمال دما ضروری می‌باشد (۶). مطالعات صورت‌گرفته در زمینه تخمین تابع چگالی احتمال دما در قریب به اتفاق موارد مبتنی بر کاربرد توزیع‌های پارامتری بوده و توزیع‌های متعدد پارامتری در این زمینه مورد بررسی قرار گرفته است (۲۳). نتیجه بسیاری از مطالعات بیان‌کننده این نکته است که یک تابع توزیع

احتمال یا یک فرایند برازش پذیرفته‌شده عمومی برای متغیرهای هیدرولوژیکی وجود ندارد. بر اساس آزمون‌های صحت برازش ممکن است چندین توزیع به خوبی بر داده‌ها منطبق شوند اما در اغلب موارد توزیع‌های مختلف منجر به برآوردهای متفاوت می‌گردند. مزیت روش‌های ناپارامتری عدم نیاز به فرضیات مربوط به توزیع جامعه موردنظر می‌باشد. روش‌های ناپارامتری برای داده‌های برگرفته از هر جامعه آماری با هر توزیع احتمال معتبر هستند (۱۷). برآوردهای ناپارامتری تابع، با استفاده از میانگین‌های متحرک وزنی داده‌ها در یک همسایگی کوچک نقطه‌ای که برآورد آن انجام می‌شود، این مزیت را دارد که همیشه ویژگی‌های بیان شده توسط نمونه را باز تولید می‌کند (۲۱). مطالعات انجام‌شده در زمینه کاربرد روش‌های ناپارامتری در هیدرولوژی محدود است. این مطالعات نشان داده است که توابع چگالی ناپارامتری انعطاف‌پذیری بالای دارند و با توزیع تجربی متغیرهای تصادفی در طبیعت می‌توانند به خوبی تطابق نمایند و به‌ویژه برای توزیع‌های چندنمایی مناسب می‌باشند (۱). مطالعات محدود صورت‌گرفته در زمینه کاربرد روش‌های ناپارامتری تابع چگالی احتمال در

مطالعات صورت گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که این روش دارای کارایی مناسب در تخمین تابع چگالی احتمال متغیرهای مورد بررسی بوده است. روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال دارای یک الگوریتم محاسباتی است که در طی فرآیند محاسبه از تعداد ضرایب با مقادیر پیش‌فرض استفاده می‌شود. بررسی این مطالعات نشان می‌دهد که در همه این پژوهش‌ها از مقادیر پیش‌فرض در برآورد تابع چگالی احتمال متغیرهای مورد بررسی استفاده شده است و به‌نظر می‌رسد تاکنون پژوهشی در مورد میزان اهمیت این مقادیر پیش‌فرض برای ضرایب بیان شده صورت نگرفته است. هدف مطالعه حاضر آنست که با به‌کارگیری سری‌های دمای حداقل و حداکثر سالانه چهار ایستگاه در ایران ابتدا مشخص شود آیا روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال می‌تواند برای برآورد تابع چگالی احتمال دمای حداقل و حداقل سالانه مورد استفاده قرار بگیرد. همچنین مقدار تغییرات دقت برازش این روش نسبت به تغییرات مقادیر پیش‌فرض ضرایب ثابت این الگوریتم مورد بررسی قرار می‌گیرد که منجر به تشخیص ترتیب حساسیت هر یک از این ضرایب و اهمیت آن در بهبود برازش می‌گردد.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده: در این مطالعه از داده‌های دمای حداکثر و حداقل سالانه ایستگاه‌های اصفهان، شیراز، زاهدان و رامسر استفاده شد. دوره آماری ایستگاه‌های اصفهان، شیراز و زاهدان از سال ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۵ و برای رامسر از سال ۱۹۵۵ تا ۲۰۰۵ می‌باشد. با در نظر گرفتن سری‌های مورد بررسی آزمون‌های آماری مانند من-کندال، پتی و ران برای بررسی همگنی و تصادفی بودن سری‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد (۳۲، ۲۵، ۲۸، ۱۶، ۲۹).

تحلیل داده‌های دما خود دارای جنبه‌های متفاوت کاربرد این دسته از روش‌های آماری می‌باشد. هال و تجویدی (۲۰۰۰) از یک روش ناپارامتری تحلیل روند در داده‌های دما هنگامی که توزیع‌های پارامتری بر داده‌ها برازش داده شده استفاده کرده و این روش را مناسب توصیف کرده‌اند. پانیاسنا (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای بر روی گونه‌های گیاهی در مناطق مختلف قاره آمریکا از توزیع ناپارامتری کرنل برای تحلیل دما و بارش، که تأثیر بسیار مهمی بر گیاهان دارند، استفاده نمود. بروئنیمان و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از چگالی کرنل در تحلیل داده‌های مختلف دما این مفهوم را ابزار مفیدی در تحلیل‌های چندمتغیره فضای زیست‌محیطی معرفی کرده‌اند. فونتس و همکاران (۲۰۱۳) از مفصل دیریکله مینا که یک رویکرد ناپارامتری است برای تخمین احتمال دماهای حداکثر حدی در ایالات متحده آمریکا استفاده کرده‌اند. همچنین در پژوهشی دیگر توزیع ناپارامتری کرنل برای توسعه یک الگوریتم به‌منظور تعیین حد آستانه دمای پایین n -روزه در تحلیل‌های مورد نیاز برای تخمین مصرف انرژی در فصول سرد سال مورد استفاده قرار گرفت (۹). روش سری‌های متعامد نرمال نیز یکی از روش‌های نوین ناپارامتری است که کاربرد آن در مباحث هیدرولوژی و محیط زیست به تازگی مورد توجه قرار گرفته است. کاربرد روش سری‌های متعامد نرمال در هیدرولوژی با کار گوش و ماژومدار (۲۰۰۷) شروع شده است که در پژوهش‌های مرتبط با خشکسالی از این روش استفاده کرده‌اند. همچنین کاراماکار و سیمونویچ (۲۰۰۸) با بررسی روش سری‌های متعامد نرمال این روش را به‌عنوان یک روش منعطف در تخمین تابع چگالی احتمال سیلاب توصیف نموده‌اند. همچنین در پژوهشی دیگر ویتال و همکاران (۲۰۱۵) روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال را در تحلیل سیلاب نسبت به روش برآورد چگالی احتمال کرنل ارجح دانسته‌اند. مروری بر

حدی نوع ۱ و لوگ نرمال مورد بررسی قرار گرفته است. توزیع‌های مورد بررسی و جزئیات آن‌ها در جدول ۱ ارایه گردیده است.

توزیع‌های پارامتری: توزیع‌های پارامتری متفاوتی در هیدرولوژی مورد بررسی و کاربرد قرار گرفته است (۳۲، ۳۳). در این مطالعه با در نظر گرفتن متغیر مورد بررسی یعنی دبی اوج توزیع‌های نمایی، گاما، گامبل یا

جدول ۱- توابع توزیع پارامتری مورد استفاده در مطالعه.

Table 1. Parametric PDF used in the study.

پارامترها	تابع چگالی احتمال	نام توزیع
τ	$f_X(x) = \frac{1}{\tau} e^{-\frac{x}{\tau}}; x > 0$	نمایی
λ, β	$f_X(x) = \frac{\lambda^\beta x^{\beta-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\beta)}; x \geq 0, \lambda > 0, \beta > 0, \Gamma(\beta) = \int_0^\infty u^{\beta-1} e^{-u} du$	گاما
α, ε	$f_X(x) = \frac{1}{\alpha} \exp\left[-\frac{x-\varepsilon}{\alpha} - \exp\left(-\frac{x-\varepsilon}{\alpha}\right)\right]$	گامبل (مقادیر حدی نوع ۱)
μ_y, σ_y	$f_X(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma_y}} \exp\left[-\frac{(y-\mu_y)^2}{2\sigma_y^2}\right]; y = \log x, x > 0, -\infty < \mu_y < +\infty, \sigma_y > 0$	لوگ نرمال

یک تابع چگالی تک متغیره تصادفی X را می‌توان به خوبی با سری متعامد نرمال $\hat{f}_j(X)$ تقریب زد.

$$\hat{f}_j(X) = \sum_{j=0}^J \theta_j \phi_j(X) \quad (۳)$$

که در آن، J برش نامیده می‌شود. $\phi_j(X)$ ها توابع سری متعامد نرمال، θ_j ها ضرایب متناظر با هر تابع می‌باشند. در این مطالعه توابع کسینوس از زیرمجموعه سری‌های فوریه به‌عنوان سری‌های متعامد نرمال انتخاب شده‌اند.

$$\phi_0(X) = 1 \quad (۴)$$

$$\phi_j(X) = \sqrt{2} \cos(\pi j x), \quad j = 1, 2, 3, \dots$$

تعیین تابع چگالی احتمال بر مبنای سری‌های متعامد نرمال شامل گام‌های زیر است (۱۸):

گام اول: تعیین تکیه‌گاه و مقیاس‌بندی داده‌ها: روش ارایه شده برای تعیین تابع چگالی احتمال با استفاده از سری‌های متعامد نرمال در حالتی معتبر است که دامنه

روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال: وقتی نمونه کوچک باشد این امکان وجود دارد برآورد کرنل کارایی پایین داشته باشد. همچنین عرض باند با این فرض برآورد می‌گردد که چگالی واقعی نرمال است که ممکن است این فرض صحیح نباشد. برای غلبه بر مشکل برآورد چگالی کرنل روش سری‌های متعامد نرمال (بومن و آزالینی، ۱۹۹۷؛ افرومویچ، ۱۹۹۹؛ گوش و مازومدار، ۲۰۰۷؛ کارماکار و سیمونوویچ، ۲۰۰۸) برای برآورد تابع چگالی احتمال ناپارامتری مورد استفاده قرار می‌گیرد. تابع چگالی احتمال یک نمونه کوچک را می‌توان با استفاده از روش سری‌های متعامد نرمال که لزوماً یک سری توابع متعامد به‌دست آمده از نمونه است، برآورد نمود. یک سری متعامد نرمال یک دنباله از توابع متعامد $\phi_s(X)$ و $\phi_j(X)$ است که در معادلات زیر صدق می‌کند.

$$\int \phi_s(X) \phi_j(X) dx = 0 \quad \forall s \neq j \quad (۱)$$

$$\int \{\phi_j(X)\}^2 = 1 \quad \forall j \quad (۲)$$

$$\theta_j = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \phi_j(\theta_1) \quad (7)$$

گام سوم: برآورد برش J : تعیین برش J در رابطه ۳ در روش سری‌های متعامد نرمال ضروری است. افروموویچ (۱۹۹۹) J را به صورت رابطه ۸ محاسبه نمود.

$$J = \operatorname{argmin}_{0 \leq j \leq n} \sum_{j=0}^j (2\delta_j n^{-1} - \theta_j^2) \quad (8)$$

در رابطه ۸ $\delta_j = \theta_0 + \theta_{2j} 2^{-1/2} - \theta_j^2$ و $J_n = [C_{J0} + C_{J1} \ln(n)]$ است. ضرایب فوریه θ_j با افزایش J به طور نسبتاً سریع کاهش می‌یابند بنابراین انتخاب $\hat{\delta} = \hat{\theta}_0$ به عنوان یک برآورد برای تمامی δ_j ها در نظر گرفته می‌شود. مقادیر پیش فرض C_{J0} و C_{J1} به ترتیب برابر با ۴ و ۰/۵ پیشنهاد شده است (۱۰). رابطه ۸ نشان می‌دهد مقداری از J که به ازای آن عبارت $\sum_{j=0}^J (2\delta_j n^{-1} - \theta_j^2)$ به حداقل مقدار خود برسد به عنوان برش J در نظر گرفته می‌شود.

گام چهارم: هموارسازی تابع چگالی احتمال برآوردشده: در بسیاری از موارد هموارسازی ضرایب فوریه با ضرب آن‌ها در بعضی مقادیر ثابت که در بازه $[0, 1]$ قرار دارند مورد توجه هستند. پس از هموارسازی، یک تابع چگالی احتمال اصلاح شده به صورت رابطه ۹ به دست می‌آید.

$$\hat{f}_J(y) = \sum_{j=0}^J W_j \theta_j \phi_j(y); \quad (9)$$

$$0 \leq y \leq 1; 0 \leq W_j \leq 1$$

که در آن، وزن‌های W_j برای هموارسازی ضرایب فوریه به صورت رابطه ۱۰ تعیین می‌گردند.

$$W_0 = 1 \quad (10)$$

$$W_j = \left[1 - \frac{\delta}{(n\theta_j^2)}\right]_+, \forall j > 0 \quad (11)$$

متغیر تصادفی $[0, 1]$ باشد. متغیر تصادفی مورد بررسی ممکن است دامنه دیگری مانند $[a, b]$ داشته باشد و بنابراین نیاز است که با تبدیل متغیر \mathcal{Y} ، دامنه آن به بازه $[0, 1]$ تغییر کند. متغیر مقیاس بندی شده \mathcal{Y} می‌تواند به صورت $y = [(X - a)/(b - a)]$ نظر گرفته شود. با توجه به این که a, b مقادیر حداقل و حداکثر مجموعه داده می‌باشند تضمینی وجود ندارد که داده‌های غیرمشاهده‌ای در این محدوده باشند بنابراین برای این داده‌ها تکیه‌گاه قابل تعریف است. بر اساس روش ارایه شده توسط (افروموویچ، ۱۹۹۹؛ کارماکار و سیمونوویچ، ۲۰۰۸) اگر داده‌های مشاهداتی X_1, X_2, \dots, X_n مرتب شده باشند $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$ آن‌گاه:

$$a = (X_1 - \varphi_1), a = (X_n + \varphi_2) \quad (5)$$

در رابطه ۵ $\varphi_1 = (X_{1+s} - X_1)/s$ و $\varphi_2 = (X_n - X_{n-s})/s$ است و با فرض این که چگالی نزدیک مرزهای تکیه‌گاه هموار است s یک مقدار صحیح مثبت می‌باشد. مقدار پیش فرض s برابر یک می‌باشد (۱۸).

گام دوم: برآورد ضرایب سری‌های متعامد نرمال: با استفاده از رابطه‌های ۱ و ۲ می‌توان توابع مناسب در روش سری‌های متعامد نرمال را به دست آورد. ضرایب θ_j ذکر شده در رابطه ۳ را می‌توان با رابطه ۴ به دست آورد که در آن تابع چگالی احتمال متغیر تصادفی تغییر مقیاس داده شده Y می‌باشد.

$$\theta_j = \int_{-\infty}^{+\infty} f(y) \phi_j(y) dy \quad (6)$$

به عبارت دیگر θ_j امید ریاضی $\theta_j(y)$ می‌باشد، یعنی $\theta_j = E[\phi_j(y)]$ که از یک نمونه به اندازه n (یعنی $y_j, j = 0, 1, 2, \dots, n$) به صورت رابطه ۷ برآورد می‌شود.

بنابراین جمله‌هایی با بسامد بالا اضافه خواهند شد. بعد از اضافه کردن جمله‌ها در رابطه ۸ برآورد چگالی احتمال به صورت رابطه ۱۲ به دست می‌آید.

$$\hat{f}_j(y) = \sum_{j=0}^J W_j \theta_j \phi_j(y) + \sum_{j=J+1}^{C_{JM} \times J_n} I_{\{\theta_j^2 > C_T \ln(n)/n\}} \theta_j \phi_j(y); 0 \leq y \leq 1, 0 \leq W_j \leq 1 \quad (12)$$

د- اگر مساحت زیر نمودار کم‌تر از واحد باشد مقدار C_1 با استفاده از همین فرآیند مشخص می‌گردد.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [\hat{f}_j(y) + c_1] dy = 1 \quad (14)$$

با کم کردن C_1 از $\hat{f}_j(y)$ ممکن است تابع چگالی احتمال در بعضی از نقاط دامنه مقادیر منفی به خود بگیرد. در چنین شرایطی فقط بخش مثبت $\hat{f}_j(y)$ در نظر گرفته می‌شود.

$$\hat{f}_j(y) = [\hat{f}_j(y) - c_1]_+ \quad (15)$$

که در آن، $\hat{f}_j(y) = [\hat{f}_j(y) - c_1]_+ = \max\{0, [\hat{f}_j(y) - c_1]\}$ مساحت زیر نمودار دوباره محاسبه می‌شود و اگر برابر با واحد نباشد دوباره باید به گام ج رفته و روند را ادامه داد تا این‌که مساحت زیر تابع چگالی احتمال واحد گردد.

گام ششم: برآورد تابع چگالی احتمال برای داده‌های مقیاس‌بندی‌نشده: داده‌های مقیاس‌بندی‌شده مطابق با چگالی $f_Y(y)$ توزیع می‌شود که $y \in [0, 1]$ می‌باشد. بنابراین تابع چگالی احتمال برآوردشده متناظر با داده‌های مقیاس‌بندی‌شده y در بازه $[0, 1]$ می‌باشد. برآورد $f_X(x)$ داده‌های متغیر اصلی X در بازه $[a - b]$ با توجه به رابطه ۱۶ قابل دست‌یابی است.

$$f_X(x) = (b - a)^{-1} f_Y(y); X \in [a - b] \quad (16)$$

یعنی $[1 - \frac{\delta}{(n\theta_j^2)}]_+ = \max\{0, [1 - \frac{\delta}{(n\theta_j^2)}]\}$ بخش مثبت $1 - \frac{\delta}{(n\theta_j^2)}$ به غیر از تعداد J تای اول ضرایب فوریه، یک تابع چگالی نیازمند تعداد نسبتاً زیادی از ضرایب برای تخمین مناسب می‌باشد.

که در آن، C_{JM} و C_T پارامترهای بخش الحاقی می‌باشند که تعداد حداکثر اجزای شامل شده در برآورد تابع چگالی احتمال را تعریف می‌کند. مقادیر پیش‌فرض ۶ و ۴ می‌باشند (۱۰). I یک تابع نشانگر است به طوری که اگر A درست باشد $I(A)$ برابر با یک و اگر درست نباشد برابر با صفر می‌باشد.

گام پنجم: تصحیح مساحت زیر تابع چگالی احتمال و مقادیر منفی: پس از برآورد تابع چگالی احتمال این امکان وجود دارد که تابع چگالی احتمال در بعضی نواحی مقداری منفی گردد، در این صورت برای اصلاح تابع چگالی احتمال از الگوریتم پیشنهادی گوش و مازومدار (۲۰۰۷) که شامل مراحل زیر است استفاده می‌گردد.

الف- اگر مقادیر منفی در بعضی نقاط وجود دارد حداکثر این مقادیر محاسبه می‌شوند.

ب- حداکثر مقدار منفی یافت شده به $\hat{f}_j(y)$ اضافه می‌شود. این عمل موجب می‌شود مقادیر تابع در همه دامنه مثبت باشد.

ج- مساحت زیر نمودار تعیین می‌گردد. اگر این مقدار کم‌تر از واحد باشد مقدار C به نحوی که رابطه ۱۳ برقرار باشد با استفاده از روش‌های عددی محاسبه شود. مقدار $\hat{f}_j(y)$ با اضافه کردن مقدار C به دست آمده از رابطه ۱۳ تصحیح می‌گردد.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} [\hat{f}_j(y) + c] dy = 1 \quad (13)$$

پژوهشگران مختلف معرفی شده است. معادله گرینگورتن یکی از این روابط رایج است که به صورت رابطه ۱۷ بیان می‌گردد.

$$P_k = \frac{k-0.44}{N+0.12} \quad (17)$$

که در آن، k ردیف مشاهدات در یک ترتیب صعودی، N تعداد مشاهدات و P_k فراوانی تجمعی (احتمال این که یک مقدار مشخص از k امین مشاهده مرتب شده به صورت صعودی کم تر است) می‌باشد. در این مطالعه میانگین مربعات خطا (MSE) و معیار اطلاعات آکائیک (AIC) (آکائیک، ۱۹۷۴) به عنوان معیار صحت برازش برای توابع توزیع احتمال پارامتری و ناپارامتری متغیرهای مورد بررسی استفاده شده است. ریشه میانگین مربعات خطا با استفاده از رابطه ۱۸ تعیین می‌گردد.

$$RMSE = \sqrt{E(X_c - X_o)^2} = \left\{ \frac{1}{N-p} \sum_{i=1}^N [X_c(i) - X_o(i)]^2 \right\} \quad (18)$$

تابع توزیع در بین توزیع‌های مورد بررسی مورد استفاده قرار می‌گیرد. معیار آکائیک شامل دو بخش است. الف- بخشی که عدم برازش را در نظر می‌گیرد ب- بخشی که عدم اطمینان ناشی شده از تعداد پارامترهای مدل را در نظر می‌گیرد (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۵) و به صورت رابطه‌های ۱۹ و ۲۰ بیان می‌شود.

$$AIC = N \log(MSE) + 2(\text{no. of fitted parameters}) \quad (19)$$

$$AIC = -2 \log(\text{maximum likelihood for model}) + 2(\text{no. of fitted parameters}) \quad (20)$$

حداکثر درست‌نمایی هر توزیع می‌باشد. بهترین تابع توزیع احتمال توزیعی است که حداقل معیار اطلاعات آکائیک میانگین مربعات خطا را دارد.

پس از برآورد تابع چگالی احتمال متغیرهای سیلاب با استفاده از روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال می‌توان با استفاده از انتگرال عددی تابع توزیع تجمعی هر متغیر را به دست آورد. یکی از مزیت‌های سری‌های متعامد نرمال نسبت به برآورد چگالی کرنل تولید تابع مناسب می‌باشد. هنگامی که θ_j محاسبه شد برآورد تابع چگالی احتمال بر روی تمام مقادیر ممکن قابل تعریف می‌باشد.

معیارهای صحت برازش (Accuracy of Fit Criteria): با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری توابع چگالی مناسب بر متغیرهای مورد بررسی برازش داده می‌شوند. در گام بعدی توابع توزیع تجمعی منتخب با احتمال عدم وقوع تجربی که از روابط ترسیم موقعیت به دست می‌آید مقایسه می‌گردند. روابط ترسیم موقعیت فراوانی توسط

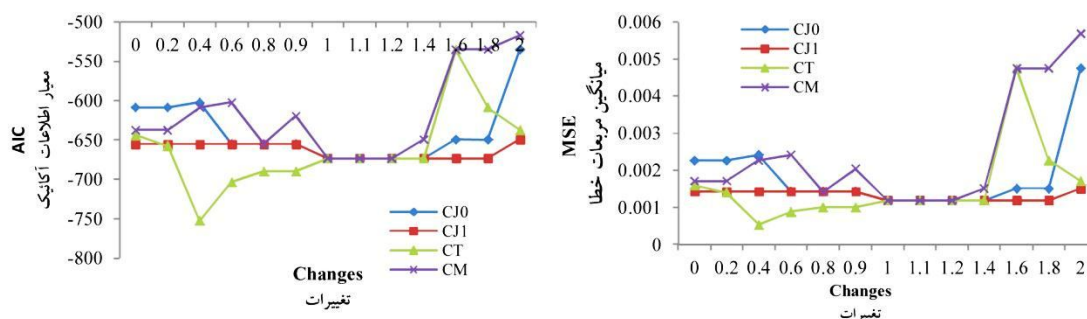
در رابطه ۱۸ $E()$ امید ریاضی و $X_c(i)$ و $X_o(i)$ مقادیر محاسبه شده و مشاهده شده i ام می‌باشند و p تعداد پارامترهایی می‌باشد که در برآورد مقادیر محاسباتی استفاده شده است همچنین N تعداد مشاهدات است. بهترین تابع توزیع برازش شده تابعی است که حداقل ریشه میانگین مربعات خطا را داشته باشد. معیار اطلاعات آکائیک توسط آکائیک (۱۹۷۴) توسعه داده شد. این معیار برای شناسایی مناسب‌ترین

در رابطه‌های بالا N تعداد داده‌ها، $\text{no. of fitted parameters}$ تعداد پارامترهای برازش داده شده هر توزیع و $\text{maximum likelihood for model}$

نتایج و بحث

مقادیر پیش‌فرض ضرایب ثابت آن می‌باشد و به نوعی بیان می‌کند که آیا این ضرایب بهترین ضرایب ممکن هستند یا ممکن است مقادیر دیگری برای این ضرایب منجر به برآورد بهتر شوند. در شکل ۱ تغییرات دقت مدل سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت برای داده‌های دمای حداکثر سالانه اصفهان ترسیم شده است. در این شکل مشخص است که ضریب ثابت CJ1 دارای تغییرات بسیار محدود می‌باشد در حالی‌که ضرایب ثابت CT و CM دارای تغییرات شدید می‌باشند. همچنین دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال با تغییر سه ضریب CJ0، CJ1 و CM کاسته شده است اما وقتی مقدار CT نسبت به مقدار پیش فرض کاسته می‌شود توزیع مورد نظر میل به افزایش دقت دارد.

در شکل‌های ذیل تغییرات دقت برازش سری‌های متعامد نرمال نسبت به تغییر در مقادیر اولیه ضرایب پیش‌فرض ثابت در این روش برای سری‌های مختلف دمای حداکثر و حداقل سالانه در ایستگاه‌های مورد بررسی ترسیم شده است. در این نمودارهای مقدار ۱ نشان‌دهنده مقدار پیش‌فرض ضرایب و سایر مقادیر نشان‌دهنده عدد ثابت ضرب شده در مقدار اولیه هر ضریب می‌باشد. به‌عنوان مثال برای C_{J0} که دارای مقدار اولیه برابر با ۴ است عدد ۱/۲ نشان‌دهنده مقدار ۴/۸ می‌باشد. بررسی این شکل‌ها نشان می‌دهد که به‌ازای تغییرات متفاوت در هر کدام از این ضرایب ثابت میزان دقت روش سری‌های متعامد نرمال چگونه تغییر می‌کند. بررسی این تغییرات در واقع نشان‌دهنده حساسیت دقت روش سری‌های متعامد نرمال به

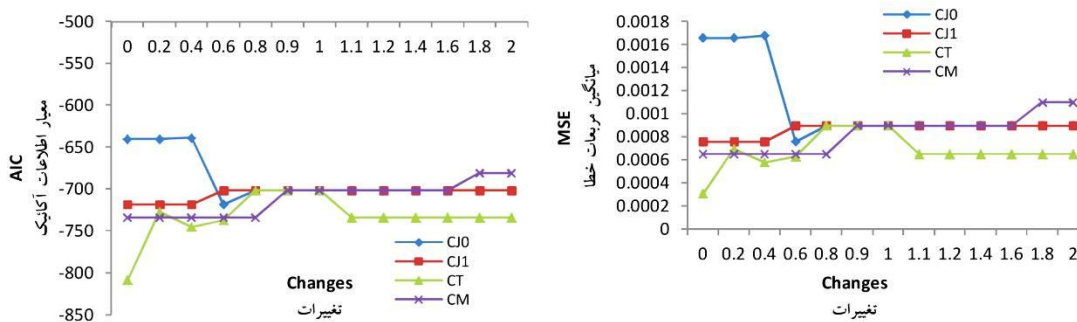


شکل ۱- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداکثر سالانه اصفهان.

Figure 1. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual maximum temperature series of Isfahan.

می‌دهد، ضرایب CJ0 و CM دارای تغییراتی در هر دو جهت افزایش و کاهش دقت می‌باشند اما تغییرات در مقدار پیش‌فرض ضریب CT منجر به بهبود قابل‌ملاحظه نتایج شده است.

بررسی شکل ۲ که تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت این توزیع را در سری داده‌های دمای حداکثر سالانه اصفهان نشان می‌دهد ضریب CJ1 حالت پایدار از خود نشان

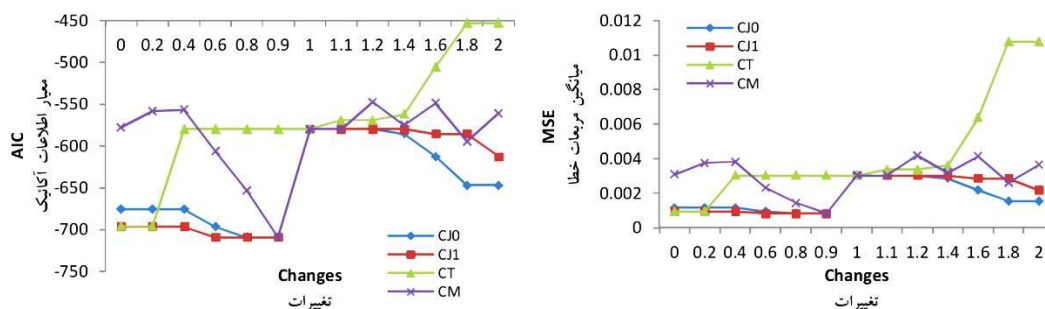


شکل ۲- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداقل سالانه اصفهان.

Figure 2. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual minimum temperature series of Isfahan.

حساسند و به‌صورت یک الگوی تقریباً کلی در این شکل کاهش مقادیر پیش‌فرض موجب افزایش دقت این توزیع شده است.

بررسی شکل ۳ که بر اساس به‌کارگیری داده‌های دمای حداکثر سالانه زاهدان رسم شده نشان می‌دهد که به‌طورکلی همه ضرایب در واقع به تغییرات مقدار

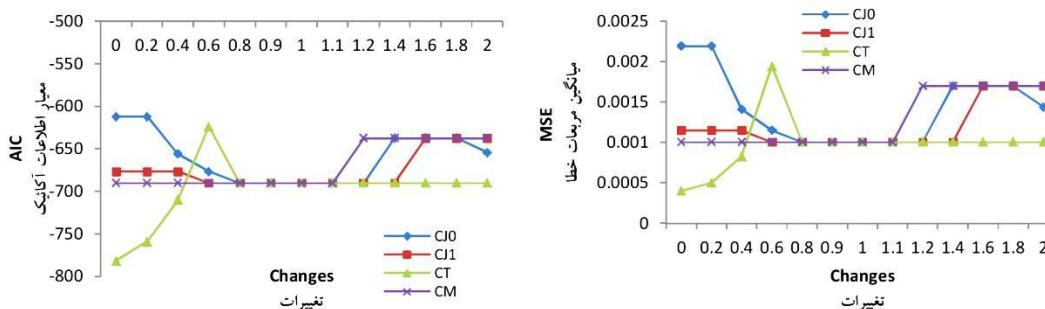


شکل ۳- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداکثر سالانه زاهدان.

Figure 3. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual maximum temperature series of Zahedan.

CJ0، CJ1 و CM دقت این توزیع کاسته می‌شود اما با کاهش مقدار ضریب CT دقت مدل می‌تواند بهبود یابد.

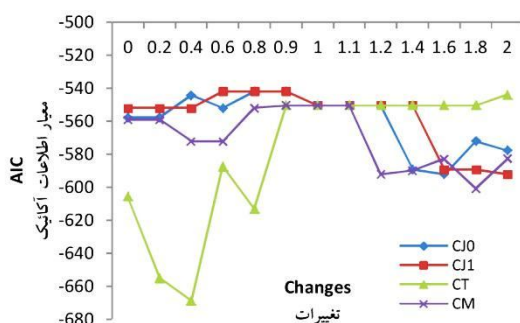
بررسی شکل ۴ نشان می‌دهد با تغییرات افزایشی و کاهش مقادیر پیش‌فرض ضرایب برای سه ضریب



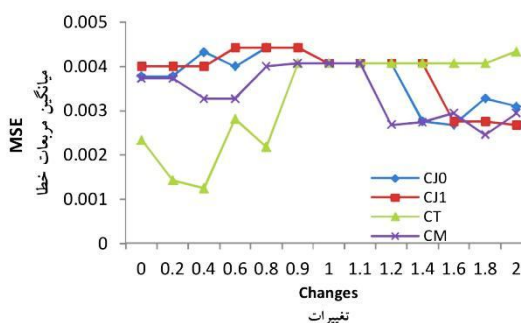
شکل ۴- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداقل سالانه زاهدان.

Figure 4. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual minimum temperature series of Zahedan.

ضریب نسبت به مقدار پیش فرض زیاد می‌شوند دقت توزیع کاسته می‌شود اما بالعکس با کاهش مقدار ضرایب فوق‌الذکر دقت برازش افزایش می‌یابد به عبارت کاهش یا افزایش دقت مدل تابعی از نوع تغییرات افزایشی یا کاهشی این ضرایب است.



بررسی شکل ۵ بیانگر آنست که برای سری حداکثر دمای سالانه شیراز تغییرات CT و CM منجر به ثبات یا بهبود دقت برازش می‌شود به عبارتی با این تغییرات دقت توزیع بهبود را تجربه خواهد کرد در حالی که تغییرات CJ0 و CJ1 دارای رفتار نزدیک به یکدیگر است به این حالت که وقتی مقادیر این دو

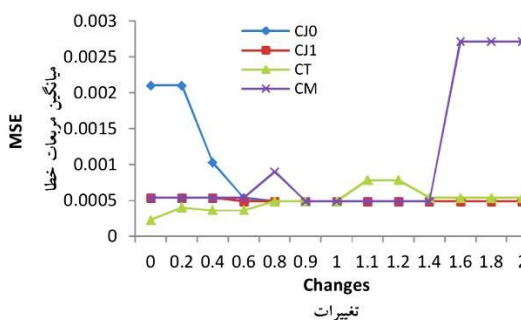
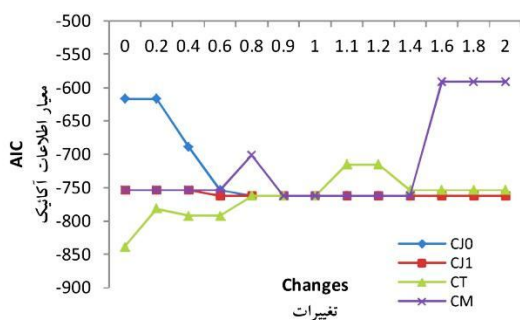


شکل ۵- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداکثر سالانه شیراز.

Figure 5. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual maximum temperature series of Shiraz.

منجر به تغییر خاصی در دقت برازش نمی‌شود. همچنین مشخص است اگر مقادیر CJ0 و CM نسبت به مقدار پیش فرض به میزان زیادی تغییر کند در آن صورت دقت برازش مدل می‌تواند به مقدار زیادی کاهش یابد.

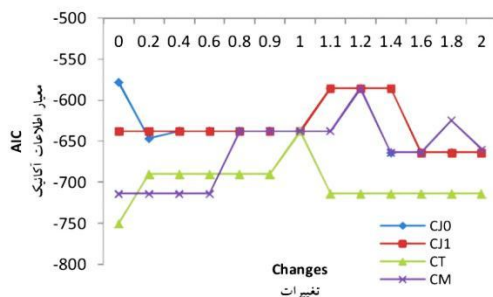
بررسی تغییرات دقت برازش سری‌های متعامد نرمال نسبت به تغییرات ضرایب ثابت پیش فرض این روش برای داده‌های سری دمای حداقل سالانه شیراز نشان می‌دهد که با کاهش مقدار ضریب CT دقت برازش این روش افزایش می‌یابد ما تغییرات CJ1



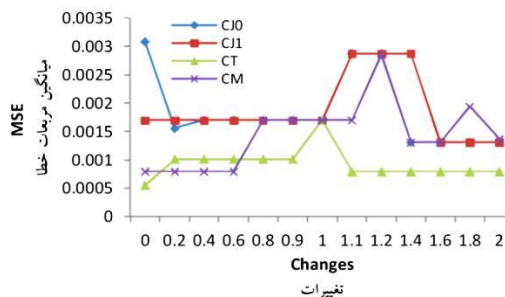
شکل ۶- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداقل سالانه شیراز.

Figure 6. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual minimum temperature series of Shiraz.

متعامد نرمال را تجربه کرده است و سایر ضرایب در تغییرات مختلف افزایشی و کاهش‌ی نسبت به مقادیر اولیه نتایج متفاوت و غیریکنواختی را موجب شده‌اند.



بررسی شکل ۷ نشان می‌دهد در کاربرد سری حداکثر دمای سالانه رامسر ضریب ثابت CT با هر گونه تغییر نسبت به مقدار اولیه بهبود در برازش سری‌های

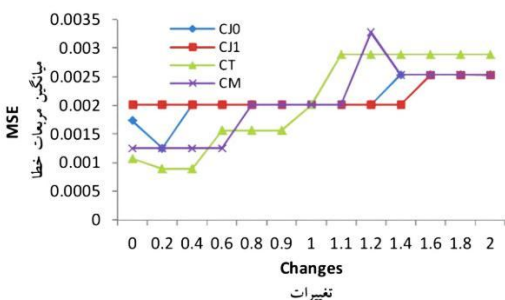
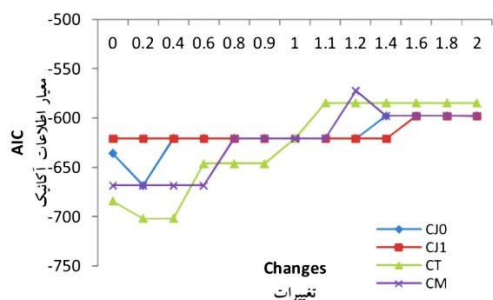


شکل ۷- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداکثر سالانه رامسر.

Figure 7. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual maximum temperature series of Ramsar.

ثابت به مقادیر جدید دقت مدل برازش یافته کاسته شده است در حالی که با کاهش مقادیر این ضرایب، به‌استثنای CJ1، دقت مدل برازش یافته افزایش یافته است. نیز کاهش مقادیر ضریب CJ1 نسبت به مقدار اولیه تأثیری در تغییرات دقت برازش توزیع مورد بررسی نداشته است.

در شکل ۸ تغییرات دقت برازش توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات مقادیر ضرایب ثابت این روش به نمایش درآمده است. همان‌طور که مشخص است به‌طورکلی CJ1 در مقایسه با سایر ضرایب ثابت دارای کم‌ترین حساسیت به تغییرات بوده است. همچنین مشخص است با افزایش مقادیر همه ضرایب



شکل ۸- تغییرات دقت توزیع سری‌های متعامد نرمال به تغییرات ضرایب ثابت در سری دمای حداقل سالانه رامسر.

Figure 8. Changes in ONS distribution precision relative to changes in constant coefficients for annual minimum temperature series of Ramsar.

مناسبی به تخمینی از میزان تغییرات در دقت برازش توزیع سری‌های متعامد نرمال دست یافت. مقدار ضریب تغییرات معیارهای دقت برازش AIC و MSE برای دو متغیر دمای حداکثر و حداقل سالانه در چهار ایستگاه مورد بررسی یعنی اصفهان، زاهدان، شیراز و رامسر در جدول ۲ ارایه شده است.

همان‌طور که در شکل‌ها دیده می‌شود تغییرات دقت برازش به‌ازای تغییرات در مقدار هر یک از ضرایب می‌تواند به فرم‌های متنوع باشد. برای این‌که بتوان میزان این تغییرات را کمی نمود از مشخصه آماری ضریب تغییرات استفاده شد. کاربرد این مشخصه آماری موجب می‌شود که بتوان به شکل

جدول ۲- مقادیر ضریب تغییرات معیارهای دقت برازش برای ضرایب مورد بررسی در سری‌های مختلف مورد مطالعه.

Table 2. Coefficient of variation of precision criteria for investigated coefficients in different studied series.

متغیر Variable	ضریب Coefficient	معیار دقت برازش GoFC	اصفهان Isfahan	زاهدان Zahedan	شیراز Shiraz	رامسر Ramsar
دمای حداکثر سالانه Annual Maximum Temperature	CJ0	AIC	-0.06336	-0.07904	-0.03088	-0.04921
		MSE	0.53714	0.50377	0.16123	0.34729
	CJ1	AIC	-0.01504	-0.09593	-0.03356	-0.04529
		MSE	0.09915	0.53815	0.16832	0.31275
	CT	AIC	-0.07780	-0.12792	-0.07519	-0.03701
		MSE	0.68787	0.74484	0.34353	0.29291
	CM	AIC	-0.08953	-0.07837	-0.03155	-0.06231
	MSE	0.63479	0.33367	0.17509	0.41197	
دمای حداقل سالانه Annual Minimum Temperature	CJ0	AIC	-0.04092	-0.04588	-0.07595	-0.03140
		MSE	0.32359	0.31221	0.77185	0.17753
	CJ1	AIC	-0.01048	-0.03265	-0.00515	-0.01638
		MSE	0.07059	0.24401	0.04006	0.10696
	CT	AIC	-0.03716	-0.05370	-0.04269	-0.07471
		MSE	0.23347	0.36459	0.30896	0.40815
	CM	AIC	-0.02854	-0.03977	-0.10155	-0.05331
	MSE	0.20096	0.27699	0.91104	0.31651	

به صورت CT، CJ0، CJ1 و CM است و این بدین معنی است برای هر دو متغیر این ایستگاه ضرایبی که دارای بیش‌ترین و کم‌ترین حساسیت هستند یکسان می‌باشند. با در نظر گرفتن مقادیر مندرج در جدول برای دو متغیر مورد بررسی در ایستگاه شیراز مشخص می‌شود که الگوی یکسانی از نظر حساسیت ضرایب توزیع مورد بررسی وجود ندارد. در سری دمای حداکثر سالانه حساس‌ترین ضریب CT است و کم‌ترین حساسیت به CJ0 تعلق دارد در حالی که در سری دمای حداقل سالانه حساس‌ترین ضریب CM است و CJ1 از خود کم‌ترین تأثیرگذاری در تغییرات دقت برازش را نشان داده است. در ایستگاه رامسر بیش‌ترین حساسیت به تغییرات ضرایب ثابت سری‌های متعامد نرمال برای داده حداکثر دمای سالانه به ترتیب

بررسی ضریب تغییرات برای ضرایب مورد بررسی در توزیع سری‌های متعامد نرمال برای داده‌های حداکثر دمای سالانه اصفهان نشان می‌دهد که کم‌ترین میزان تغییرات در دقت برازش به‌ازای تغییر در ضریب CJ1 روی می‌دهد در حالی که ضرایب CT و CM در این میان بیش‌ترین حساسیت را نشان می‌دهند. برای دمای حداقل سالانه در این ایستگاه نیز کم‌ترین حساسیت به ضریب CJ1 تعلق دارد اما بیش‌ترین حساسیت در تغییرات دقت برازش به‌ازای تغییرات ضریب CJ0 روی می‌دهد. بررسی داده‌های ایستگاه زاهدان نشان می‌دهد که برای متغیر دمای حداکثر سالانه به‌ترتیب ضرایب CT، CJ1، CJ0 و CM دارای بالاترین میزان حساسیت هستند در حالی که برای متغیر دمای حداقل سالانه این ترتیب

افزایش دقت برازش بسیار محسوس بوده است. همچنین نمودارها نشان می‌دهد که معمولاً تغییرات در ضریب CT در مقایسه با سایر ضرایب منجر به افزایش دقت برازش شده است. نکته دیگری که از نمودارهای مذکور می‌توان درک کرد آن است که به صورت یک رویه تقریبی در حالتی که مقادیر ضرایب ثابت نسبت به مقادیر پیش فرض کاهش می‌یابند دقت برازش افزوده می‌شود و بالعکس افزایش در مقادیر این ضرایب منجر به یک کاهش دقت برازش می‌شود. با در نظر گرفتن مقدار ضریب تغییرات دو معیار منتخب دقت برازش در این پژوهش به ازای هر کدام از ضرایب ثابت و نیز سری داده‌های مورد بررسی مشخص گردید که حساس‌ترین ضریب نسبت به تغییر در مقدار پیش فرض ضریب CT می‌باشد. ضرایب CM و CJ0 دارای حساسیت نزدیک به یکدیگر می‌باشند و از نظر اندازه حساسیت بعد از ضریب CT قرار می‌گیرند در حالی که ضریب CJ1 به عنوان ضریبی مشخص شد که دارای کم‌ترین حساسیت در بین ضرایب مورد بررسی است. نتایج این بررسی نشان می‌دهد که تغییر در مقادیر پیش فرض ضرایب ثابت روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال ابزار مناسبی جهت بهبود دقت برازش این روش است بنابراین پیشنهاد می‌شود بهینه‌یابی این ضرایب و اندازه تأثیر آن در بهبود دقت برازش نیز مورد بررسی قرار بگیرد. با در نظر گرفتن نتایج این پژوهش پیشنهاد می‌شود در گام بعدی تحلیل حساسیت دقت برازش روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال و توزیع‌های پارامتری نسبت به اندازه نمونه مورد بررسی متغیرهای هیدرولوژیکی صورت گیرد.

CT، CJ1، CJ0 و CM است اما برای داده‌های دمای حداقل سالانه این ترتیب به صورت CM، CJ0، CJ1 و CT تغییر می‌یابد. همان‌طور که مشخص است در سری داده‌های این ایستگاه ضریب CM بیش‌ترین حساسیت را موجب شده است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تحلیل حساسیت دقت برازش روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال (با در نظر گرفتن داده‌های دمای حداقل و حداکثر سالانه) نسبت به تغییرات در مقادیر پیش فرض ضرایب اولیه این روش بررسی گردید. در ابتدا نتایج روش ناپارامتری با چهار توزیع متداول پارامتری یعنی توزیع‌های نمایی، لوگ نرمال، گامبل و گاما مقایسه شد که نتایج نشان‌دهنده کارایی مناسب و قابل پذیرش این روش می‌باشد. در ادامه برای هر کدام از این ضرایب ثابت دامنه‌ای از تغییرات در نظر گرفته شد و تغییرات کارایی روش ناپارامتری سری‌های متعامد نرمال ناشی از تغییرات صورت گرفته در ضرایب محاسبه گردید. برای هر کدام از هشت سری مورد بررسی میزان تغییرات در دقت برازش نسبت به تغییرات در مقادیر پیش فرض ضرایب ثابت ترسیم گردید. نتایج این نمودارها بیانگر آنست که به‌طورکلی تغییرات متنوعی در دقت برازش به علت تغییر در این مقادیر پیش فرض ممکن است روی دهد. بخشی از این تغییرات در جهت بهبود دقت برازش و بخشی دیگر در جهت کاهش دقت برازش می‌باشند. بررسی گرافیکی این تغییرات نشان می‌دهد که در همه موارد مورد بررسی، بخشی از تغییرات در ضرایب ثابت پیش فرض موجب بهبود دقت برازش شده است که در مواردی این

منابع

1. Adamowski, K., and Labatiuk, C. 2012. Estimation of flood frequencies by a nonparametric density. In Hydrologic Frequency Modeling: Proceedings of the International Symposium on Flood Frequency and Risk Analyses, 14-17 May 1986, Louisiana State University, Baton Rouge, USA. Springer Science & Business Media. 97p.
2. Akaike, H. 1974. New look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control. 19: 6. 716-723.
3. Akhoond-Ali, A.M., and Nazemosadat, M.J. 2013. Nonparametric kernel estimation of annual precipitation over Iran. Theoretical and applied climatology, 112: 1-2. 193-200.
4. Arnell, N.W., and Gosling, S.N. 2013. The impacts of climate change on river flow regimes at the global scale. J. Hydrol. 486: 351-364.
5. Assouline, S., Tyler, S.W., Selker, J.S., Lunati, I., Higgins, C.W., and Parlange, M.B. 2013. Evaporation from a shallow water table: Diurnal dynamics of water and heat at the surface of drying sand. Water Resources Research, 49: 7. 4022-4034.
6. Athira, P., and Sudheer, K.P. 2015. A method to reduce the computational requirement while assessing uncertainty of complex hydrological models. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 29: 3. 847-859.
7. Bowman, A., and Azzalini, A. 1997. Applied smoothing techniques for data analysis: the Kernel approach with S-plus illustrations. Oxford University Press, New York. 198p.
8. Broennimann, O., Fitzpatrick, M.C., Pearman, P.B., Petitpierre, B., Pellissier, L., Yoccoz, N.G., and Graham, C.H. 2012. Measuring ecological niche overlap from occurrence and spatial environmental data. Global Ecology and Biogeography, 21: 4. 481-497.
9. DSilva, A. 2015. Estimating the extreme low-temperature event using nonparametric methods. Master of Science Thesis. Marquette University. 109p.
10. Efromovich, S. 1999. Nonparametric curve estimation: methods, theory and applications. Springer-Verlag, New York. 411p.
11. Fuentes, M., Henry, J., and Reich, B. 2013. Nonparametric spatial models for extremes: application to extreme temperature data. Extremes, 16: 1. 75-101.
12. Garner, G., Malcolm, I.A., Sadler, J.P., Millar, C.P., and Hannah, D.M. 2015. Inter-annual variability in the effects of riparian woodland on micro-climate, energy exchanges and water temperature of an upland Scottish stream. Hydrological Processes, 29: 6. 1080-1095.
13. Ghorbani, Kh., Sohrabian, E., Salarijazi, M., and Abdolhoseini, M. 2016a. Prediction of climate change impact on monthly river discharge trend using IHACRES hydrological model (Case study: Galikesh watershed). J. Water Soil Resour. Cons. 5: 4. 18-34.
14. Ghorbani, Kh., Sohrabian, E., and Salarijazi, M. 2016b. Evaluation of hydrological and data mining models in monthly river discharge simulation and prediction (Case study: Araz-Kouseh watershed). J. Water Soil Cons. 23: 1. 203-217.
15. Hall, P., and Tajvidi, N. 2000. Nonparametric analysis of temporal trend when fitting parametric models to extreme-value data. Statistical Science, Pp: 153-167.
16. Hooshmand, A., Salarijazi, M., Bahrami, M., Zahiri, J., and Soleimani, S. 2013. Assessment of pan evaporation changes in South Western Iran. Afric. J. Agric. Res. 8: 16. 1449-1456.
17. Jou, P.H., Akhoond-Ali, A.M., Behnia, A., and Chinipardaz, R. 2009. A comparison of parametric and nonparametric density functions for estimating annual precipitation in Iran. Res. J. Environ. Sci. 3: 1. 62-70.
18. Karmakar, S., and Simonovic, S.P. 2008. Bivariate flood frequency analysis: Part 1. Determination of marginals by parametric and nonparametric techniques. J. Flood Risk Manage. 1: 4. 190-200.
19. Kim, T.W., Valdés, J.B., and Yoo, C. 2003. Nonparametric approach for estimating return periods of droughts in arid regions. J. Hydrol. Engin. 8: 5. 237-246.
20. Kim, T.W., Valdés, J.B., Nijssen, B., and Roncayolo, D. 2006. Quantification of linkages between large-scale climatic patterns and precipitation in the Colorado River Basin. J. Hydrol. 321: 1. 173-186.

21. Kim, T.W., Valdés, J.B., and Yoo, C. 2003. Nonparametric approach for estimating return periods of droughts in arid regions. *J. Hydrol. Engin.* 8: 5. 237-246.
22. King, D.A., Bachelet, D.M., Symstad, A.J., Ferschweiler, K., and Hobbins, M. 2015. Estimation of potential evapotranspiration from extraterrestrial radiation, air temperature and humidity to assess future climate change effects on the vegetation of the Northern Great Plains, USA. *Ecological Modelling*, 297: 86-97.
23. Lee, J., and Craine, R. 2012. Temperature Modeling and Weather Derivative Pricing. *Amer. J. Sci. Res.* 77: 93-109.
24. Lisi, P.J., Schindler, D.E., Cline, T.J., Scheuerell, M.D., and Walsh, P.B. 2015. Watershed geomorphology and snowmelt control stream thermal sensitivity to air temperature. *Geophysical Research Letters*, 42: 9. 3380-3388.
25. Marofi, S., Soleymani, S., Salarijazi, M., and Marofi, H. 2012. Watershed-wide trend analysis of temperature characteristics in Karun-Dez watershed, southwestern Iran. *Theoretical and Applied Climatology*, 110: 1-2. 311-320.
26. Milly, P.C.D., Malyshev, S.L., Shevliakova, E., Dunne, K.A., Findell, K.L., Gleeson, T., and Swenson, S. 2014. An enhanced model of land water and energy for global hydrologic and earth-system studies. *J. Hydrometeorol.* 15: 5. 1739-1761.
27. Moazed, H., Moradzadeh, M., Veysi, S., Kaboli, H.S., and Salarijazi, M. 2012. Analysis of drought return periods in Khuzestan province, southwest of Iran. *J. Food Agric. Environ.* 10: 1. 642-645.
28. Moazed, H., Salarijazi, M., Moradzadeh, M., and Soleymani, S. 2012. Changes in rainfall characteristics in Southwestern Iran. *Afric. J. Agric. Res.* 7: 18. 2835-2843.
29. Moslemzadeh, M., Salarizazi, M., and Soleymani, S. 2011. Application and assessment of kriging and cokriging methods on groundwater level estimation. *J. Amer. Sci.* 7: 7. 34-39.
30. NaemiKalourazi, Z., Ghorbani, K., Salarijazi, M., and Dehghani, A.A. 2016. Estimation of monthly discharge using climatic and physiographic parameters of ungauged basins. *J. Water Soil Cons.* 23: 3. 207-224.
31. Punyasena, S.W. 2008. Estimating Neotropical palaeotemperature and palaeoprecipitation using plant family climatic optima. *Palaeogeography, Palaeoclimatology, Palaeoecology*, 265: 3. 226-237.
32. Salarijazi, M., Akhond-Ali, A.M., Adib, A., and Daneshkhah, A. 2012. Trend and change-point detection for the annual stream-flow series of the Karun River at the Ahvaz hydrometric station. *Afric. J. Agric. Res.* 7: 32. 4540-4552.
33. Salarijazi, M., Akhond-Ali, A.M., Adib, A., and Daneshkhah, A. 2013. Flood Variables Frequency Analysis Using Parametric and Non-Parametric Methods. *J. Water Soil Cons.* 20: 6. 25-46.
34. Schneider, C., Laizé, C.L.R., Acreman, M.C., and Florke, M. 2013. How will climate change modify river flow regimes in Europe?. *Hydrology and Earth System Sciences*, 17: 1. 325-339.
35. Tsang, Y.P., Hornberger, G., Kaplan, L.A., Newbold, J.D., and Aufdenkampe, A.K. 2014. A variable source area for groundwater evapotranspiration: impacts on modeling stream flow. *Hydrological Processes*, 28: 4. 2439-2450.
36. Wang, Z.H., Bou-Zeid, E., and Smith, J.A. 2013. A coupled energy transport and hydrological model for urban canopies evaluated using a wireless sensor network. *Quar. J. Royal Meteorol. Soc.* 139: 675. 1643-1657.
37. Yang, Y., Onishi, T., and Hiramatsu, K. 2015. Impacts of different spatial temperature interpolation methods on snowmelt simulations. *Hydrological Research Letters*, 9: 2. 27-34.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Water and Soil Conservation, Vol. 23(5), 2017
<http://jwsc.gau.ac.ir>

Sensitivity Analysis of Non-Parametric Ortho-Normal Series Method in Estimation of Annual Maximum-Minimum Temperature Probability Distribution Function

***M. Salarijazi**

Assistant Prof., Dept. of Water Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources

Received: 05/20/2016; Accepted: 12/18/2016

Abstract

Background and Objectives: Estimation of temperature probability distribution function (PDF) is a basic step for risk and uncertainty analysis in hydrology and environment studies. Most researches on temperature PDF estimation have been based on parametric approach while non-parametric approach has been considered in recent years because of its benefits. The Ortho-Normal Series (ONS) method is a novel non-parametric method with suitable features that has recently been considered in hydrology. This method uses a number of constants with default values for its calculation, but no independent research has taken place about the importance of the default values on the precision of PDF fitting. The objective of this study is sensitivity analysis of ONS constants for precision of temperature PDF estimation which leads to a better understanding of the importance of the coefficients of this method.

Materials and Methods: First, the precision of non-parametric ONS method beside four conventional parametric methods (i.e. Gamma, Gumbel, Exponential and Log-Normal) for annual maximum and minimum temperature PDF estimation of Isfahan, Shiraz, Zahedan and Ramsar stations were investigated using Akaike Information criteria (AIC) and Mean Square Error (MSE). The non-parametric ONS method uses CJ_0 , CJ_1 , CT and CM coefficients with their default values. The reasonable domains were determined for each coefficient and a certain number of values in each domain were selected. The precision criteria corresponding to the selected value in the domains of coefficients were calculated separately. The sensitivity analysis graphs were drawn using calculated values. The CV of fitting precision criteria of each coefficient was determined considering studied data series for comparison of magnitude of sensitivity of the coefficients.

Results: The ONS coefficients sensitivity analysis show the CT coefficient is the most sensitive coefficient to changes relative to its default value. The CM and CJ_0 coefficients have similar magnitude of sensitivity and are less sensitive to CT coefficient while CJ_1 coefficient is least sensitive coefficient among all coefficients. The analysis of sensitivity analysis graph revealed that increase in precision with decrease in coefficients values and decrease in precision with increase in coefficients.

Conclusion: The results show sensible decrease or increase on ONS precision with changes in default values of the coefficients. Moreover it is obvious the completely acceptable precision of ONS using its default values for the coefficients but the changes in CT coefficient led to sensible improvement in precision. Therefore it can be concluded that investigation of changes in default values of ONS coefficients are an important and suitable tool to increase the precision of PDF estimation by this method.

Keywords: Non-parametric, Ortho-normal Series, Temperature, Probability distribution function

* Corresponding Author; Email: meysam.salarijazi@gau.ac.ir