

新疆玛纳斯河年径流频率分析

郑锦涛,陈伏龙,张鑫厚,廖 欢

(石河子大学水利建筑工程学院,新疆 石河子 832000)

摘要:采用 Mann-Kendall 检验法和滑动 t 检验法,针对新疆玛纳斯河 1956—2014 年径流序列构建混合分布模型和条件概率分布模型进行频率分析。结果表明:玛纳斯河 1956—2014 年的年径流序列存在巨变异,1995 年为年径流序列变异年份;拟合曲线上部混合分布和条件概率分布相近,与 P-Ⅲ分布存在较大差异;拟合曲线中部混合分布比条件概率分布和 P-Ⅲ分布拟合更佳;拟合曲线下部三种拟合均无明显波动,拟合较好;混合分布模型更适于玛纳斯河年径流进行频率分析。

关键词:年径流;混合分布;条件概率分布;P-Ⅲ分布;非一致性;玛纳斯河

中图分类号:TV121+.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1006-7647(2018)01-0068-07

Annual runoff frequency analysis of the Manas River in Xinjiang//ZHENG Jintao, CHEN Fulong, ZHANG Xinhou, LIAO Huan(College of Water Conservancy & Architectural Engineering, Shihezi University, Shihezi 832000, China)

Abstract: To carry out frequency analysis for the Manas River in Xinjiang based on the nearly 60 years runoff sequence, a mixed distribution model and a conditional probability distribution model were constructed using the Mann-Kendall test and t -test. The results shows that the annual runoff series of the Manas River in 1956 ~ 2014 have great variations and the year 1995 is the sequence variation year. In the upper part of the fitted curve, the mixed distribution and the conditional probability distribution are similar, but big difference exists compared the P-III distribution. In the middle of the fitted curve, the fitting effect of the mixed distribution is better than both conditional probability distribution and P-III distribution. In the lower part of the fitted curve, the fitting effects of all the three distributions are pretty good, and there is no obvious fluctuations. Through the K-S test analysis and comparing the values of OLS, ABS and AIC, the mixed distribution model is more suitable for frequency analysis of the annual runoff in the Manas River Basin.

Key words: annual runoff; mixed distribution; conditional probability distribution; P-Ⅲ distribution; inconsistency; the Manas River

年径流序列频率分析对于区域水资源管理利用十分重要^[1],传统年径流时间序列频率分析要求样本时间序列满足独立同分布一致性假设,然而受到气候变化及人类活动的影响,年径流成因及影响条件变化显著,导致水文序列不再满足一致性假定,进行年径流序列频率分析时需对序列非一致性加以重视。近年来,国内外学者纷纷针对水文频率分析的非一致性进行了研究。Singh 等^[2]针对洪水序列的非一致性提出了条件概率分布模型,认为年极值洪水以不同的概率发生在不同的季节,利用全概率公式自季节性洪水序列推导出年极值洪水序列的频率分布形式。Singh 等^[3]首次将混合分布模型应用到非一致性水文频率分析,但当时对参数估计问题没有完全解决。Alila 等^[4]应用混合分布模型对 Gila

进行了研究,发现混合分布模型比传统的单分布模型更佳。宋松柏等^[5]提出了基于跳跃变异的非一致性水文序列频率分析的方法,分析渭河泾河张家山站 1932—2006 年年平均流量序列,获得不同设计频率的设计流量值。

在玛纳斯河年径流的研究方面,陈伏龙等^[6]基于玛纳斯肯斯瓦特水文站 55 a 水文及气象数据,采用线性回归、趋势分析及滑动平均等方法,分析肯斯瓦特站的径流和气候变化特征,并运用 Mann-Kendall 和累积距平法识别出 1995 年为径流时间序列的突变年份。常浩娟等^[7]运用 R/S 分析等方法对玛纳斯河红山嘴水文站 60 a 的径流资料进行年际和年内径流的规律特征分析,但没有进行径流分布的一致性分析。玛纳斯河年径流分析主要集中在

于趋势及变异分析,分析结果只能提供年径流变化趋势等相关内容,对于玛纳斯河年径流序列非一致性分布研究较少。笔者采用 Hurst 指数对玛纳斯河 1956—2014 年径流序列的非一致性进行定量判断,采用滑动 t 检验、Mann-Kendall 检验对序列变异年份进行识别,并构建混合分布模型和条件概率分布模型进行频率分析,为玛纳斯河设计年径流的计算提供新参考。

1 研究方法

1.1 变异点诊断方法

1.1.1 Hurst 指数分析方法

标准统计分析假定系统基本是随机的,产生时间序列的过程有较大的自由度,而且序列内部的关系是极其复杂的,对其进行确定性的说明难度很大,而自然界中充斥着大量的非线性随机和确定性系统,比如河流年径流序列。为了研究这些系统,需要一种非参数的统计方法。Hurst^[10]利用 R/S 分析研究许多自然系统,而且通过这个方法可以区分随机和非随机系统、趋势的持续、循环的持续和长期非函数周期时间序列与随机序列。

假设 $X_i(i=1,2,\cdots,n)$ 为一时间序列,该时间序列的均值为 $\bar{X}$,标准差 S_n 。 R/S 分析需要对原始序列进行标准化:

$$Z_i = (x_i - \bar{x}) \quad (i = 1, 2, \cdots, n) \quad (1)$$

这样 Z 具有零均值性,由 Z 产生一个累计时间序列 Y :

$$Y_{i,r} = (Z_i + Z_r) \quad (r = 2, 3, \cdots, n) \quad (2)$$

由此产生新的时间序列 Y ,由定义可知,序列最后一个 $Y_{n,n}$ 将为 0。

R/S 的重标极差 R_n 为

$$R_n = \max\{Y_{i,r}\} - \min\{Y_{i,r}\} \quad (3)$$

对于 R_n ,下标 n 表明对于 $X = \{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$ 是一个调整过的极差。因为 Z 已经被调整为零均值, Y 的最大值总是大于或等于 0,而最小值总是小于或等于 0。

$$(R/S)_n = cn^H \quad (4)$$

式中: c 为常数; H 为 Hurst 指数。

1.1.2 滑动 t 检验

滑动 t 检验是通过考察两组样本平均值的差异是否显著来检验突变。其基本思想是把一时间序列中的两段子序列均值有无显著差异看作来自两个总体均值有无显著差异的问题来检验。如果两段子序列的均值差异超过了一定的显著性水平,可以认为均值发生了质变,有突变发生。

对于具有 n 个样本量的时间序列 X ,人为设置

一时刻为基准点,基准点前后两段子序列 X_1 和 X_2 抽取样本分别为 n_1 和 n_2 ,两段子序列平均值分别为 $\bar{X}_1$ 和 $\bar{X}_2$,方差分别为 S_1^2 和 S_2^2 。

在显著性水平 α 情况下,当统计量 $|t| > t_{\alpha/2}$ 时,可以表明其存在显著性差异。若存在多组 t 值具有显著性差异的情况,选取最大的 t 统计量对应的年份作为突变点。这一方法的缺点是子序列时段的选择带有有人为性。为避免任意选择子序列长度造成突变点的漂移,具体使用这一方法时,可以反复变动子序列长度进行试验比较,或者结合其他检验方法综合确定突变点以提高计算结果的可靠性。

1.1.3 Mann-Kendall 检验

Mann-Kendall 检验法是一种应用广泛的检验时间序列趋势变化及突变的非参数性检验方法。其计算方法较为简便。对于具有 n 个子序列的样本 X ,计算其统计量 U_k 与 B_k 。当 U_k 或 B_k 出在临界直线外侧时(当置信水平为 95% 时,临界值为 1.96),否定零假设,表明上升(下降)的趋势显著。超过临界直线的部分被认为是出现变异的序列。如果曲线 U_k 和 B_k 出现交点,并且交点在临界线之间,那么交点对应的年份则为突变开始的年份。

1.2 非一致性年径流序列频率分析

1.2.1 基于条件概率分布模型频率分析方法

条件概率分布法由 Singh 等^[2]提出,宋松柏等^[5]在参考国外学者对非一致水文时间序列频率分析的基础上,依据概率论原理,考虑到水文序列可能存在跳跃变异,建立了一种便于计算的非一致时间序列频率分析模型。

假设一个时间序列容量为 N ,对其进行变异性诊断并对各变异点进行物理成因分析,将全时间序列划分为 s 个子序列。对其进行频率分析需满足以下前提:

a. 各个子序列 X_i 物理成因相同,服从同一分布 $P_i(x)$,不同子序列可以采用不同的分布。

b. s 个子序列 X_i 相互独立,以下 $2^s - s - 1$ 个等式成立,即

$$\begin{cases} P(X_i X_j) = P(X_i)P(X_j) \cdots P(X_s) \\ \vdots \\ P(X_1 X_2 \cdots X_s) = P(X_1)P(X_2) \cdots P(X_s) \end{cases} \quad (1 \leq i < j \leq s) \quad (5)$$

c. 各个子序列中水文变量 X 发生概率可能不同。但满足:若 $\{A_i\}$ 为水文变量 X 发生在第 i 个时间段内事件,则

$$\sum_{i=1}^s P(A_i) = 1 \quad (i = 1, 2, \cdots, s) \quad (6)$$

d. $\{A_i\}$ 互不相容,即 $A_i \cap A_j = \Phi (i \neq j; i, j = 1, 2,$

...,s)。

基于以上假定,可以推导出非一致性水文序列频率分析的条件概率分布模型。

事件 $B=\{X\leq x\}$ 一定包含于事件 $\{A_i\}$ ($i=1,2,\cdots,s$) 中,根据全概率公式,非一致性水文序列的分布函数 $F(x)$ 为

$$F(x)=P(X\leq x)=\sum_{i=1}^sP(A_i)P(X\leq x|A_i)=\sum_{i=1}^sP(A_i)P(x|A_i)\tag{7}$$

式中: $P(A_i)$ 为水文变量 X 发生在第 i 个时间段 X_i 中的概率,为 $\frac{n_1}{n}$; $P(x|A_i)$ 为事件 B 在第 i 个序列 X_i 中发生的概率, $P(x|A_i)=\int_{-\infty}^xf_i(t)dt$, $f_i(t)$ 为预选分布的密度函数。

假定 $P(x|A_i)$ ($i=1,2,\cdots,s$) 连续可微,则非一致性水文序列的密度函数 $f(x)$ 为

$$f(x)=\frac{dF(x)}{dx}=\sum_{i=1}^sP(A_i)\frac{dP(x|A_i)}{dx}=\sum_{i=1}^sP(A_i)f_i(x|A_i)\tag{8}$$

其中
$$f_i(x|A_i)=\frac{dP(x|A_i)}{dx}$$

考虑到玛纳斯河水文及气象等资料相对匮乏,年径流序列长度较短,无法做到精确划分出若干个子序列,宋松柏等^[5]建议将河流水文时间系列划分为两段,找到一处最为显著的变异点即可。

假设子序列长度分别为 n_1 和 n_2 ,分别采用P-Ⅲ型曲线进行拟合,整理归纳得出全序列超过限制频率的理论频率公式如下:

$$F(x)=\frac{n_1}{n}\left[1-\frac{\beta_1^{\alpha_1}}{\Gamma(\alpha_1)}\int_{a_{01}}^x(t-a_{01})^{\alpha_1-1}e^{-\beta_1(t-a_{01})}dt\right]+\frac{n_2}{n}\left[1-\frac{\beta_2^{\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_2)}\int_{a_{02}}^x(t-a_{02})^{\alpha_2-1}e^{-\beta_2(t-a_{02})}dt\right]\tag{9}$$

式中 α_i 、 β_i 、 a_{0i} ($i=1,2$) 分别为 $f_i(x)$ 分布的形状、尺度和位置参数。

条件概率分布的参数 α_i 、 β_i 、 a_{0i} ($i=1,2$) 可根据 $\alpha_i=4/C_{si}^2$ 、 $\beta_i=2/\bar{x}C_{vi}$ 、 C_{si} 和 $a_{0i}=\bar{x}\left(1-\frac{2C_{vi}}{C_{si}}\right)$ 计算得出,序列均值、变差系数及偏态系数采用无偏估计计算。

1.2.2 基于混合分布模型频率分析方法

混合分布法最早由 Singh 等^[3]提出,后来得到了李子远等^[11]的关注,在水文频率分析中得到广泛的应用。混合分布模型假定非一致的水文样本序列由 k 个子序列混合而成,即:

$$F(x)=\alpha_1F_1(x)+\alpha_2F_2(x)+\cdots+\alpha_kF_k(x)\tag{10}$$

式中: $F_i(x)$ 为子序列的累积分布函数; α_i 为相应子序列权重系数,满足 $\alpha_1+\alpha_2+\cdots+\alpha_k=1$ 。

混合分布模型构建需要调取大量水文及气象资料对年径流成因进行详细分析,根据年径流的不同物理影响因素将年径流序列划分为相应子序列。但子序列数量越多,待估参数就会越多,参数估计难度会越大,所以子序列的个数一般保持在最低限度。由于玛纳斯河年径流时间序列较短,划分成多个子序列反而会降低参数估计的准确度,故假设混合分布模型由两个子序列组成。

关于混合分布模型子序列的划分,设间断点的初始位置为考虑物理成因不同造成的年径流序列的突变位置,但是考虑到可能存在一些隐性信息的流失,不应过分强化突变位置的固定性,所以间断点位置可能并不固定,可以根据实际需要在一定条件下进行调整。

假设非一致性全时间序列 X 样本数为 n ,变异点位置为 τ 。假设变异点之前的序列为 X_1 ,服从概率密度函数为 $f_1(x)$ 的分布;变异点之后的序列为 X_2 ,服从概率密度函数为 $f_2(x)$ 的分布;非一致性全时间序列 X 服从概率密度函数为 $f(x)$ 的混合分布,即

$$f(x)=\alpha f_1(x)+(1-\alpha)f_2(x)\tag{11}$$

式中: α 为权重系数。

SL44—2006《水利水电工程设计洪水计算规范》规定水文变量采用 P-Ⅲ 曲线进行拟合。假设两个子序列服从 P-Ⅲ 分布,其概率密度函数 $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$ 的表达式分别为

$$f_1(x)=\frac{\beta_1^{\alpha_1}}{\Gamma(\alpha_1)}(x-a_{01})^{\alpha_1-1}e^{-\beta_1(x-a_{01})}\tag{12}$$

$$f_2(x)=\frac{\beta_2^{\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_2)}(x-a_{02})^{\alpha_2-1}e^{-\beta_2(x-a_{02})}\tag{13}$$

则采用超过制频率形式的混合分布的理论频率分析公式为

$$F(x)=\alpha\left[1-\frac{\beta_1^{\alpha_1}}{\Gamma(\alpha_1)}\int_{a_{01}}^x(t-a_{01})^{\alpha_1-1}e^{-\beta_1(t-a_{01})}dt\right]+(1-\alpha)\left[1-\frac{\beta_2^{\alpha_2}}{\Gamma(\alpha_2)}\int_{a_{02}}^x(t-a_{02})^{\alpha_2-1}e^{-\beta_2(t-a_{02})}dt\right]\tag{14}$$

式中 α_i 、 β_i 和 a_{0i} 分别为 $f_i(x)$ 分布的形状、尺度和位置参数。

混合分布的参数估计方法主要有极大似然估计 (MLE)^[12]、线性矩估计 (LME)^[13] 和间隔最大积估计^[14] (MPSE) 等,但传统的参数估计方法计算过程复杂并且精度不足^[1]。成静清等^[15]认为混合分布的参数估计可以采用模拟退火算法,模拟退火算法较传统参数估计方法运算高效且不受参数个数的限

制,但直接使用模拟退火算法得到的 C_s/C_v 值与国家规范推荐值差距较大,物理意义有待商榷^[1]。针对退火算法 C_s/C_v 值偏大问题,参考玛纳斯河上游肯斯瓦特水文站、煤窑水文站及附近水文站实测水文资料资料确定 C_s/C_v 值的变化范围为 $[2.5, 4.5]$,以此为约束条件,构建离差绝对值和 (ABS) 最小的目标函数,采用模拟退火算法对混合分布进行参数估计。

模拟退火算法是一种拟合非线性函数的模型,适用于求解组合问题的全局最优解问题^[16],计算策略如下:

- 采用矩法初估参数,给定初始解 ω ,计算目标函数 $f(\omega)$ 。
- 扰动产生新解 ω' ,计算目标函数 $f(\omega')$ 。
- 依据 Metropolis 准则计算 $\Delta f=f(\omega')-f(\omega)$,若 $\Delta f\leq 0$ 则接受 $f(\omega')$ 作为新的当前解 $f(\omega)$,否则以概率 $\exp(-\Delta\omega/\omega)$ 接受 $f(\omega')$ 作为新的当前解 $f(\omega)$ 。
- 缓慢降低温度重置迭代数次,求解最优解。

2 玛纳斯河分析

玛纳斯河流域处于天山北坡、准噶尔盆地南部。地理位置于东经 $85^{\circ}01' \sim 86^{\circ}32'$,北纬 $43^{\circ}27' \sim 45^{\circ}21'$ ^[7]。流域面积 $26\,500\text{ km}^2$,地势东南高,西北低,地形坡降约为 $1/30 \sim 1/100$,为内陆干旱区,具有显著大陆性气候,夏季炎热,冬季干冷,年均气温 6.4°C ,年降水量 $110 \sim 200\text{ mm}$ 。玛纳斯河全长 324 km ,多年平均径流量 12.53 亿 m^3 ,是准噶尔盆地流量最大、流程最长的内陆河,属于暴雨型与融雪型混合补给的山溪性河流^[8-9]。

2.1 年径流时间序列变异程度分析

对玛纳斯河 1956—2014 年年径流序列进行 R/S 分析,结果如图 1 所示。若系统独立同分布,则 $H=0.5$ 。由图 1 可知, $H=0.929\,3$,表明玛纳斯河年径流序列数据点范围超过了随机过程可能覆盖的范围,序列间各点必定是相互影响的,根据 Hurst 指数变异程度分级表(见表 1)判断出玛纳斯河年径流序

表 1 Hurst 指数的变异程度分级^[17]

相关函数 $C(t)$	Hurst 指数	变异程度
$0\leq C(t)<r_{\alpha}$	$0.5\leq H<H_{\alpha}$	无变异
$r_{\alpha}\leq C(t)<r_{\beta}$	$H_{\alpha}\leq H<H_{\beta}$	弱变异
$r_{\beta}\leq C(t)<0.6$	$H_{\beta}\leq H<0.839$	中变异
$0.6\leq C(t)<0.8$	$0.839\leq H<0.924$	强变异
$0.8\leq C(t)<1.0$	$0.924\leq H<1$	巨变异

列存在巨变异。传统水文频率分析一致性假定显然与实际情况不符,需要进一步确定其具体变异年份。

2.2 年径流序列变化趋势及变异分析

2.2.1 滑动 t 检验

利用滑动 t 检验对玛纳斯河 1956—2014 年年径流序列进行趋势检验,结果如图 2 所示。取步长 $n_1=n_2=5$,给定显著性水平 $\alpha=0.05$, $t_{0.05}=\pm 2.306$,自由度 $v=8$ 。由图 2 可知,1956—2014 年间有两次 t 检验统计值超过显著性水平,表明年径流序列发生两次显著突变,1994—1999 年年径流由多变少,而 2002—2004 年年径流又由少变多。虽然 2000—2002 年年径流增多,2004—2008 年年径流减少,但均未达到显著性水平。1995 年年径流检验统计值 t 最小($t=-4.082$),因此 1995 年为年径流序列突变年份。

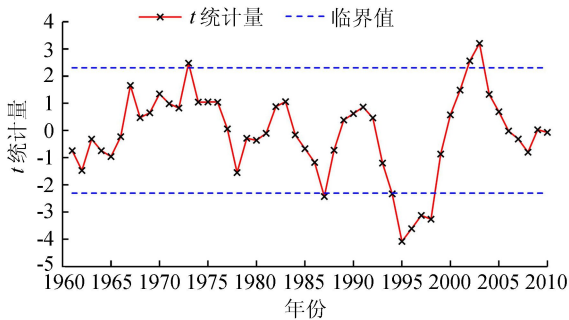


图 2 玛纳斯河年径流滑动 t 检验曲线

2.2.2 Mann-Kendall 检验

利用 Mann-Kendall 检验对玛纳斯河 1956—2014 年年径流序列进行趋势分析,结果如图 3 所示。由图 3 可知, U_k 曲线在显著性水平为 0.05 情况下,1956—2003 年年径流呈不规则的周期波动,变化趋势未达到显著水平;而 2003—2012 年,年径流有

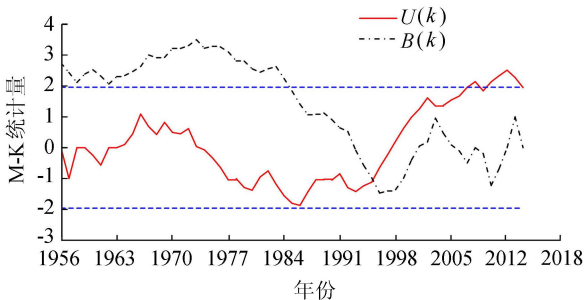


图 3 玛纳斯河年径流 Mann-Kendall 检验

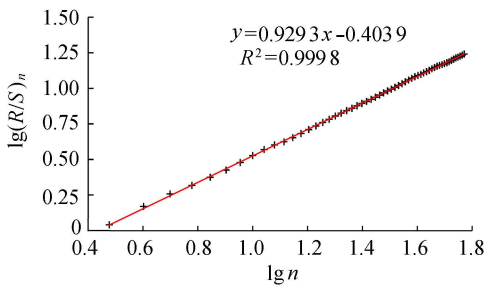


图 1 玛纳斯河年径流 R/S 分析

明显的增长趋势,尤其在 2007—2012 年,超过 95% 置信水平($u_{0.05}=\pm 1.96$),表明年径流的增长趋势是显著的。根据 U_k 和 B_k 曲线交点位置确定其突变年份是 1995 年,这与滑动 t 检验结论相一致。

2.3 年径流序列模型对比分析

2.3.1 参数估计

对混合分布模型以 ABS 为目标函数,根据玛纳斯河上游肯斯瓦特水文站、煤窑水文站及附近水文站实测水文资料资料确定 C_s/C_v 值的变化范围为 [2.5,4.5],以此条件为约束,采用模拟退火算法进行参数估计,而条件概率分布、P-Ⅲ分布以 WLS 为目标函数进行无偏估计。其结果见表 2、表 3。

表 2 混合分布参数估计结果

α	E_{X_1}	C_{v1}	C_{s1}	E_{X_2}	C_{v2}	C_{s2}
0.658	11.645	0.125	0.545	14.438	0.207	0.899

表 3 条件概率分布及 P-Ⅲ分布参数估计结果

分布类型	E_X	C_v	C_s	α	β	a_0
条件概率分布 A_1	11.136	0.127	0.571	12.289	2.483	6.187
条件概率分布 A_2	14.627	0.185	0.832	5.784	0.890	8.126
P-Ⅲ分布	12.530	0.190	0.817	5.993	1.028	6.702

由表 2、表 3 可知,混合分布模型与条件概率分布模型变异年份前后的年径流序列均值分别增加了 23.98% 和 31.35%,变差系数分别增加了 65.68% 和 45.67%,偏态系数分别增加了 64.95% 和 65.71%。由于环境变化导致年径流序列变异年份前后参数变化显著,导致传统年径流频率分析方法的一致性假设不再满足。因此,对玛纳斯河年径流频率分析进行非一致性考虑更加符合实际情况。

2.3.2 年径流时间序列各分布拟合

对于条件概率分布模型,式(14)中变异点将年径流序列($n=59$)划分为 1995 年以前($n_1=40$)序列 A_1 和 1980 年以后($n_2=19$)序列 A_2 ,即 $s=2, P(A_1)=40/59, P(A_2)=19/59$ 。混合分布模型由参数估计结果,按式(19)计算年径流序列混合分布理论频率。玛纳斯河年径流序列的不同分布拟合曲线如图 4 所示,设计年径流成果比较见表 4。

由图 4 可知,拟合曲线上部混合分布和条件概率分布相近,与 P-Ⅲ分布存在较大差异;拟合曲线中部混合分布拟合曲线有更大概率通过年径流实测值,拟合效果更佳;拟合曲线下尾段 3 种模型与经验点据拟合度高且无明显波动,拟合较好。由于混合

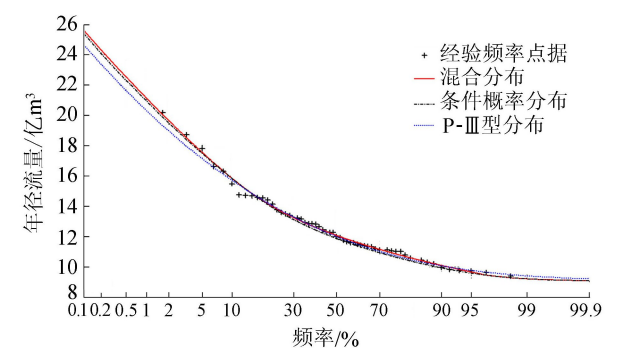


图 4 玛纳斯河年径流时间序列分布拟合

分布模型和条件概率分布模型考虑了年径流序列的非一致性,采用两条不同参数的 P-Ⅲ型曲线进行拟合,比传统 P-Ⅲ型分布拟合曲线与经验点据拟合效果更佳。

由表 4 可知,3 种模型在不同设计标准情况下,年径流设计值存在较大差异。当设计标准为 50 ~ 5000 年一遇条件下,混合分布模型设计成果与传统 P-Ⅲ分布模型对比变化范围为 3.29% ~ 4.07%,而在相同设计标准情况下,混合分布模型与条件概率分布模型变化比例最大仅为 0.95%,表明混合分布和条件概率分布考虑年径流的非一致性,所以设计值相近,但由于模型构建原理不同,故设计结果存在细微差异。现行规范采取一致性 P-Ⅲ分布模型进行设计年径流计算与考虑非一致性模型相比差异较大,存在一定的设计风险。

2.3.3 模型拟合检验与拟合优度比较

对于玛纳斯河 1956—2014 年年径流序列分布的拟合进行拟合检验并对不同拟合分布进行拟合优度比较。采用 Kolmogorov-Smirnov 法检验观测的时间序列经验分布是否服从混合分布模型、条件概率分布模型,并对其拟合优度进行比较评价。构造柯尔莫哥洛夫统计量 D_n 为

$$D_n = \sup_{-\infty < x < +\infty} |F_n(x) - F_0(x)| \tag{15}$$

式中: n 为样本容量, α 为显著性水平, $F_n(x)$ 为样本求出的经验分布函数, $F_0(x)$ 为理论分布函数。假设 $H_0=(F(x)=F_0(x))$,根据样本值($x_1, x_2, \cdots, x_n$)计算统计量 D_n 的观测值 $\hat{D}_n$,如果 $\hat{D}_n > D_{n,\alpha}$,则拒绝原假设;否则接受 H_0 。

采用离差平方和最小准则(OLS)、离差绝对值最小准则(ABS)及赤池信息量准则(AIC)对玛纳斯河年径流序列的混合分布模型和条件概率分布模型

表 4 玛纳斯河设计年径流成果比较

分布类型	不同重现期设计年径流量								
	5000 年	2000 年	1000 年	500 年	200 年	100 年	50 年	20 年	10 年
P-Ⅲ型分布	27.62	25.94	24.66	23.37	21.64	20.32	18.97	17.14	15.71
条件概率分布	28.34	26.67	25.39	24.09	22.32	20.94	19.50	17.49	15.84
混合分布	28.53	26.89	25.62	24.32	22.55	21.14	19.66	17.56	15.85

的拟合优度进行评价。取 K-S 检验的显著性水平为 $\alpha=0.05$, 年径流序列长度 $n=59$ 对应的统计量近似为 $D_{59,0.05}=0.1771$ 。当 $\hat{D}_n<0.1771$ 时, 则通过检验。玛纳斯河年径流序列的 P-Ⅲ分布、条件概率分布和混合分布拟合检验及拟合优度比较结果见表 5。

表 5 玛纳斯河年径流序列分布拟合检验及拟合优度

分布类型	D_n	拟合优度		
		ABS	OLS	AIC
P-Ⅲ型分布	0.1060	1.9017	0.0403	-372.80
条件概率分布	0.0562	1.4377	0.0279	-416.38
混合分布	0.0498	0.8565	0.0186	-456.35

由表 5 可知, P-Ⅲ分布、条件概率分布和混合分布对应的柯尔莫哥洛夫统计值分别为 0.1060、0.0562 和 0.0498, 均小于临界统计值 0.1771, 通过拟合检验。根据 ABS、OLS、AIC 拟合优度结果, 混合分布模型各项拟合优度评价价值分别为 0.8565、0.0186 和 -456.35, 均为三类模型最优值, 故玛纳斯河年径流序列的最优分布模型为混合分布模型。

3 结 论

a. 玛纳斯河 1956—2014 年年径流序列的 Hurst 指数为 0.9293, 存在巨变异。1995 年为玛纳斯河年径流序列变异年份。

b. 混合分布模型的拟合曲线上部和条件概率分布相近, 与 P-Ⅲ分布存在较大差异; 混合分布模型的拟合曲线中部比条件概率分布和 P-Ⅲ分布拟合效果更佳; 拟合曲线下尾段三种模型拟合度高且无明显波动, 拟合较好。混合分布模型比 P-Ⅲ型分布模型、条件概率分布模型拟合优度更佳, 更适于对玛纳斯河年径流进行频率分析。

c. 混合分布与传统 P-Ⅲ分布设计年径流成果差异显著, 表明依照现行的 P-Ⅲ分布对玛纳斯河水资源进行规划设计会存在较大安全隐患。因此, 为了提高玛纳斯河水资源利用可靠性和管理的科学性, 有必要考虑年径流非一致性的最优分布模型——混合分布模型对现行玛纳斯河设计年径流进行修订。

参考文献:

[1] 梁忠民, 胡义明, 王军. 非一致性水文频率分析的研究进展[J]. 水科学进展, 2011, 22(6): 864-871. (LIANG Zhongmin, HU Yiming, WANG Jun. Advances in hydrological frequency analysis of non-stationary time series[J]. Advances in Water Sciences, 2011, 22(6): 864-871. (in Chinese))

[2] SINGH V P, WANG S X, ZHANG I. Frequency analysis of non-identically distributed hydrologic flood data [J].

Journal of Hydrology, 2005, 307: 175-195.

[3] SINGH K P, SINCLAIR R A. Two-distribution method for flood frequency analysis [J]. Journal of Hydraulics Division, 1972, 98 (1): 29-44.

[4] ALILA Y, MTIRAOUI A. Implications of heterogeneous flood-frequency distributions on traditional stream discharge prediction techniques [J]. Hydrological Processes, 2002, 16(5): 1065-1084.

[5] 宋松柏, 李扬, 蔡明科. 具有跳跃变异的非一致分布水文序列频率分析方法[J]. 水利学报, 2012, 43(6): 734-739, 748. (SONG Songbai, LI Yang, CAI Mingke. Methods of frequency analysis for hydrologic data with jump up components[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2012, 43 (6): 734-739, 748. (in Chinese))

[6] 陈伏龙, 王怡璇, 吴泽斌, 等. 气候变化和人类活动对干旱区内陆河径流量的影响: 以新疆玛纳斯河流域肯斯瓦特水文站为例[J]. 干旱区研究, 2015, 32(4): 692-697. (CHEN Fulong, WANG Yixuan, WU Zebin, et al. Impacts of climate change and human activities on runoff of continental river in arid areas: taking Kensiwater Hydrological Station in Xinjiang Manas River Basin as an example[J]. Arid Zone Research, 2015, 32(4): 692-697. (in Chinese))

[7] 常浩娟, 刘卫国, 吴琼. 60 年玛纳斯河红山嘴径流规律特征分析[J]. 水土保持研究, 2016, 23(6): 128-134. (CHANG Haojuan, LIU Weiguo, WU Qiong. Runoff characteristics of Hongshanzui Hydrologic Station of Manas River in the past 60 years[J]. Research of Soil and Water Conservation, 2016, 23(6): 128-134. (in Chinese))

[8] 沈雪峰, 艾成. 新疆玛纳斯河径流时间变化特征及其趋势分析[J]. 干旱区资源与环境, 2012, 26(7): 14-19. (SHEN Xuefeng, AI Cheng. Runoff change characteristics and the trend for Manasi River in Xinjiang[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2012, 26(7): 14-19. (in Chinese))

[9] 王文明, 王文科, 程旭光. 玛纳斯河流域地下水库调蓄能力研究[J]. 水资源保护, 2010, 26(1): 32-35. (WANG Wenming, WANG Wenke, CHENG Xuguang. Study on storage capacity of underground reservoir in Manasi River Basin [J]. Water Resources Protection, 2010, 26(1): 32-35. (in Chinese))

[10] 邱海军, 曹明明, 胡胜, 等. 近 60 a 来中国洪涝灾情变化趋势持续性和周期性研究[J]. 地球与环境, 2014, 42(1): 17-24. (QIU Haijun, CAO Mingming, HU Sheng. Susceptibility and periodicity of flood disasters since the 1950 s in China [J]. Earth and Environment, 2014, 42 (1): 17-24. (in Chinese))

[11] 李子远, 冯平, 苑希民. 黄河宁夏段干支流非一致性洪峰遭遇风险分析[J]. 水利水电科技进展, 2016, 36(6): 51-57. (LI Ziyuan, FENG Ping, YUAN Ximin. Coincidence risk analysis for non-stationary flood peak of

Yellow River and its tributaries in Ningxia Hui Autonomous Region [J]. Advances in Science and Technology of Water Sciences, 2016, 36 (6): 51-57. (in Chinese))

[12] KRISHAN P. SINGH. A versatile flood frequency methodology[J]. Water International, 1987, 12 (3): 139-145.

[13] ROSSI F. Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis[J]. Water Resources Research, 1984, 20(7): 847-856.

[14] FIORENTINO M, ARORA K, SINGH V P. The two-component extreme value distribution for flood frequency analysis: derivation of a new estimation method [J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 1987, 1 (3): 199-208.

[15] 成静清, 宋松柏. 基于混合分布非一致性年径流序列频率参数的计算[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2010, 38 (2): 229-234. (CHENG Jingqing, SONG Songbai. Calculation of hydrological frequency parameters of inconsistent annual runoff series based on mixed distribution [J]. Journal of Northwest A&F University (Nature Science Edition), 2010, 38 (2): 229-234. (in Chinese))

[16] 陈子桑, 刘曾美, 路剑飞. 广义极值分布参数估计方法的对比分析[J]. 中山大学学报(自然科学版), 2010, 49 (6): 105-109. (CHEN Zishen, LIU Zengmei, LU Jianfei. Comparative analysis of parameter estimation methods of generalized extreme value distribution [J]. Acta Scientiarum Maturalium Universitatis Sunyatseni (Nature Science), 2010, 49(6): 105-109. (in Chinese))

[17] 谢平, 陈广才, 雷红富, 等. 水文变异诊断系统[J]. 水力发电学报, 2010, 29 (1): 85-91. (XIE Ping, CHEN Guangcai, LEI Hongfu, et al. Hydrological alteration diagnosis system [J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2010, 29(1): 85-91. (in Chinese))

(收稿日期: 2017-02-25 编辑: 郑孝宇)

+++++

(上接第 54 页)

[10] 赵国权, 丁付革. 深水域抛填袋装砂筑堤工艺探索[J]. 中国水运(下半月), 2013 (9): 214-217. (ZHAO Guoquan, DING Fuge. Explore on geotube embankment construction technology in deep water [J]. China Water Transport, 2013(9): 214-217. (in Chinese))

[11] GÓRNIAK J, VILLARD P, DELMAS P. Coupled discrete and finite-element modelling of geosynthetic tubes filled with granular material [J]. Geosynthetics International, 2016, 23(5): 362-380.

[12] CHU J, YAN S W, LI W. Innovative methods for dike construction: an overview [J]. Geotextiles and Geomembranes, 2012, 30: 35-42.

[13] KOFFLER A, CHOURA M, BENDRISS A, et al. Geosynthetics in protection against erosion for river and coastal banks and marine and hydraulic construction[J]. Journal of Coastal Conservation, 2008, 12(1): 11-17.

[14] ZHU L J, WANG J Z, CHENG N S, et al. Settling distance and incipient motion of sandbags in open channel flows [J]. Journal of Waterway, Port, Coastal, and Ocean Engineering, 2004, 130(2): 98-103.

[15] 应强, 张幸农, 李伟. 沙袋在水流中的沉速、落距[J]. 泥沙研究, 2009 (1): 15-19. (YING Qiang, ZHANG Xingnong, LI Wei. Settling velocity and distance of sandbags in flows [J]. Journal of Sediment Research, 2009(1): 15-19. (in Chinese))

[16] 杨素勤. 水流中土工包沉落模型试验与土工包护岸数值分析[D]. 南京: 河海大学, 2007.

(收稿日期: 2017-10-15 编辑: 熊水斌)

+++++

• 简讯 •

《河海月刊》创办 100 周年纪念座谈会暨河海大学学术期刊 编委会换届会议在河海大学举行

《河海月刊》创办 100 周年纪念座谈会暨河海大学学术期刊编委会换届会议于 2017 年 12 月 28 日在河海大学举行。河海大学党委书记唐洪武、校长徐辉, 江苏省期刊协会会长沈建国, 中国水利学会副秘书长刘咏峰, 河海大学原党委书记、校长姜弘道, 《水利学报》主编程晓陶, 《水科学进展》副主编, 《岩土工程学报》副主编, 以及河海大学期刊新老主编和编委代表、中国水利学会期刊工作委员会负责人、江苏省科技期刊学会负责人等近 50 人参加座谈会。河海大学副校长郑金海主持座谈会。

《河海月刊》于 1917 年 11 月由中国第一所水利高等学校河海工程专门学校(现校名河海大学)创办, 是中国最早的水利类学术期刊, 迄今已有 100 年的历史。《河海月刊》不仅承载着中国水利先辈们的学术研究成果和智慧, 更是深深地记载着近代中国人民的治水历史。从创刊至 1927 年, 《河海月刊》及其姊妹刊《河海周报》紧密结合我国实际, 刊发了大量科研、生产应用成果, 其中很多成果被吸收编入当时国内的教材、讲义, 为改变当时英文教材一家独大的局面、推动水利工程技术人才培养和工程建设发挥了巨大作用。

同时召开的河海大学学术期刊编委会换届会议公布了《水利水电科技进展》第六届编辑委员会。