

地区线性矩法在太湖流域暴雨频率分析中的应用

吴俊梅, 林炳章, 邵月红

(南京信息工程大学水文气象学院, 江苏 南京 210044)

摘要:介绍了基于水文气象途径的地区线性矩法的概念,通过基于次序统计量的线性矩进行参数估计与基于水文气象一致区的地区分析法相结合,以太湖流域 1d 时段的年极值降雨资料为例,进行暴雨频率分析。应用水文气象一致区的判别准则,将太湖流域划分为 8 个水文气象一致区;综合考虑三种拟合优度检测方法,选择 1~8 区的最优分布线型分别为:GEV、GLO、GEV、GEV、GNO、GNO、GEV、GNO;根据地区分析法原理,估算各雨量站的暴雨频率设计值。分析表明:太湖流域各重现期下的年极值降雨空间分布形态基本一致,西南山区是太湖流域的暴雨高风险区,应该在地区防洪规划中引起重视。结果表明:地区线性矩法具有很高的学术和实用价值,建议在全国范围内推广,作为防洪规划的顶层设计和基础工作,以满足工程防洪设计、地区防洪规划、山洪预警和城市防涝防洪规划等方面的需求。

关键词:太湖流域;暴雨频率分析;线性矩法;地区分析法;水文气象一致区

中图分类号:P333

文献标识码:A

文章编号:1000-0852(2015)05-0015-08

1 引言

我国幅员辽阔,地处北半球中纬度地带,是洪涝灾害频发的国家。无论是工程防洪设计,或是地区和都市的防洪规划,都需要一个科学可靠的防洪设计标准。在实际应用中,水文频率计算是制定防洪设计标准的核心理论和关键技术,但由于我国河流洪水资料系列在 1980 年前后不一致,且人类活动愈发剧烈,这种统计上的不一致性越来越厉害,“还原”或“还现”的努力都无法解决这个难题,所以难于直接对洪水资料系列进行频率计算,转而通过暴雨频率计算间接推求设计洪水便成为实际可行、可靠的途径。

水文频率计算要解决两大难题:参数估算方法的精确性和频率设计值的准确性^[1-2]。半个多世纪来,我国传统的频率分析基本停留在“单站—单一线型—基于常规矩的目估适线法”的水平上,已远远不能满足现今国内防洪设计的要求。随着降雨-径流模型研究和地理信息系统开发的日益完善,美国自 20 世纪 90 年代起,采用一种全新的途径——地区线性矩法,全面推行基于暴雨频率计算的防洪设计标准的研究^[3]。将线

性矩法与地区分析法相结合,前者大大改善了参数估计的精确性(不偏性和稳健性),后者提高了频率设计值的准确性,有效地缓解了水文频率计算面临的两大难题^[1-2]。

地区线性矩法是一种新颖的分区估算法,在美国水文气象学术界和工程水文界引起了广泛的研究和讨论。美国国家海洋大气管理总署(NOAA)下属的水文局(OHD)于 2006 年提出了基于地区线性矩法进行暴雨频率分析的一套完整的应用系统,并陆续分区分片对美国 20 世纪 60 年代初期编制的降雨频率图集进行更新,其估算成果已经被作为国家防洪标准,应用于联邦、州、县各级政府的防洪工程设计和地区防洪规划中^[3-5]。近年来,中国学者如陈元芳^[6]、郭生练^[7-8]、徐磊^[9]等对地区线性矩法进行了理论分析和实际资料应用方面的研究。张静怡以江西省和福建省的 86 个水文站的年最大洪水资料为样本,在成因水文分区(模糊聚类法)的基础上,采用地区线性矩法进行洪水频率分析^[10]。朱惠玲采用地区线性矩法对黄河中下游地区 8 个站点的年最大流量系列资料进行洪水频率分析,确定 GEV 分布为最优分布^[11]。Lin B.(林炳章)回顾了在美国 NOAA

收稿日期:2014-06-01

基金项目:水利部公益性行业科研专项(201001047);江苏省高校自然科学研究面上项目(13KJB170017);淮河流域气象开放研究基金项目(HRM201205);江苏省自然科学基金(BK20141001)

作者简介:吴俊梅(1988-),女,江苏宜兴人,硕士研究生,研究方向为水文气象

编制美国暴雨频率图集更新 (Precipitation Frequency Atlas Updates) 工作以及在中国的研究工作, 比较系统地讨论了基于水文气象途径的地区线性矩法及其在防洪设计标准研究中的应用^[1,3]。本文正是采用 NOAA 的这种基于水文气象原理和气候背景分析的地区线性矩法, 对太湖流域年最大降雨资料进行暴雨频率分析。

2 地区线性矩法

1990 年 Hosking 总结前人研究工作、在概率权重矩 (Probability Weighted Moments, PWM) 的基础上, 将线性矩 (L-Moments) 定义为次序统计量某种线性组合的期望值, 同时将线性矩与常用的几种频率分布曲线的参数建立了直观的联系^[12]。自此之后, 线性矩在频率曲线的参数估计中显示了越来越强大的生命力, 林炳章和其他学者应用美国和中国的实际资料研究指出, 线性矩法具有良好的不偏性和对特大值的稳健性^[2-3,13]。

设 $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq X_{3:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ 为样本容量为 n 的随机系列的次序统计量, 定义变量 X 的 r 阶线性矩通式表达如下^[14]:

$$\lambda_r = r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} EX_{r-k:r} \quad r=1, 2, \dots \quad (1)$$

式中: $EX_{r-k:r}$ 为样本容量为 n 、排在第 $r-k$ 位的次序统计量的期望值。

在参数估计实践中, 一般仅用到前四阶样本线性矩, 可表示为^[12]:

$$\begin{aligned} l_1 &= n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{i:n} \\ l_2 &= \frac{1}{2} \binom{n}{2}^{-1} \sum_{i=j+1}^n \sum_{j=1}^{n-1} (x_{i:n} - x_{j:n}) \\ l_3 &= \frac{1}{3} \binom{n}{3}^{-1} \sum_{i=j+1}^n \sum_{j=k+1}^{n-1} \sum_{k=1}^{n-2} (x_{i:n} - 2x_{j:n} + x_{k:n}) \\ l_4 &= \frac{1}{4} \binom{n}{4}^{-1} \sum_{i=j+1}^n \sum_{j=k+1}^{n-1} \sum_{k=l+1}^{n-2} \sum_{l=1}^{n-3} (x_{i:n} - 3x_{j:n} + 3x_{k:n} - x_{l:n}) \end{aligned} \quad (2)$$

为了更好地描述分布曲线的统计特征, 与常规矩法类似, 将样本线性矩系数定义为^[13]:

$$\text{样本线性离差系数 } (L-C_v); t_2 = \frac{l_2}{l_1} \quad (3)$$

$$\text{样本线性偏态系数 } (L-C_s); t_3 = \frac{l_3}{l_2} \quad (4)$$

$$\text{样本线性峰度系数 } (L-C_k); t_4 = \frac{l_4}{l_2} \quad (5)$$

地区分析法假定每一站点的降雨量系列可以分为两部分: 反映该地区共有的降雨特性的地区分量和反映本站点特有的降雨特性的本地分量, 通过对一致区内所有站点的地区分量选配一条最优的无量纲的频率分布曲线, 进而与各站的本地分量合并来推求各站的雨量频率设计值。这一地区必须是水文气象一致区, 在极值降雨特性上具有相似 (Similar) 的气候背景和相同的 (Identical) 统计特性。应用水文气象途径的地区分析法大大降低频率设计值的不确定性, 使推求的各站点的频率设计值更加可靠^[2,12]。

定义雨量频率设计值为 Q_{Tij} :

$$Q_{Tij} = q_{Tij} \bar{x}_{ij} \quad (6)$$

式中: 重现期 $T=1-, 2-, 5-, 10-, 25-, 50-, 100-, 1000-, \dots$ a; 地区 $i=1, 2, \dots, N$; 站点 $j=1, 2, 3, \dots, K$ 。 q_{Tij} 为一致区内反映该地区共有的降雨特性的地区分量的频率因子, 或称地区无量纲频率分布曲线, 简称地区频率因子。 \bar{x}_{ij} 为第 i 区内第 j 站点的多年降雨量平均值, 即本地或当地分量因子, 选用当地 (站) 的多年的年最大日降雨量的平均值作为当地因子, 是因为多年均值可以认为是反映了某地长期气候与地形、地貌共同作用独有的特性。

由式 (6) 可得:

$$q_{Tij} = \frac{Q_{Tij}}{\bar{x}_{ij}} \quad (7)$$

可见, 雨量站的历史雨量系列经过过去均值化后可认为是反映地区共性的降雨分量。

3 实例计算及分析

3.1 研究资料

我国太湖流域 (Taihu Lake Basin, TLB) 位于长江三角洲南缘, 三面濒江临海, 总面积 $36\ 895\text{km}^2$ 。流域地势西高东低, 以平原为主, 属湿润的北亚热带季风气候区。太湖流域是我国经济最发达、城市化程度最高、发展最具活力的地区之一, 也是我国暴雨灾害频繁发生的典型区域之一, 因此, 对太湖流域的历史雨量资料进行极值降雨分析具有重要的水文价值和社会经济意义。

本文选取太湖流域具有 20a 以上资料的 96 个雨量站的年最大日降雨量系列, 资料经过严格的质量控制, 站点空间分布近于均匀, 各站资料长度均不相同, 平均有 37a, 最长达 70a。为了确保研究区内周边地带频率设计值的可靠性, 又选取了太湖流域研究区外周

边相邻的江苏、安徽、浙江三省有关的 44 个雨量站的年最大日降雨量系列,作为缓冲区,以便提高水文气象分区的合理性;缓冲区站点的频率设计值不作为正式的成果。太湖流域水文气象一致区的划分将在这 140 个站的年最大日降雨量系列的基础上进行,如图 1 所示。

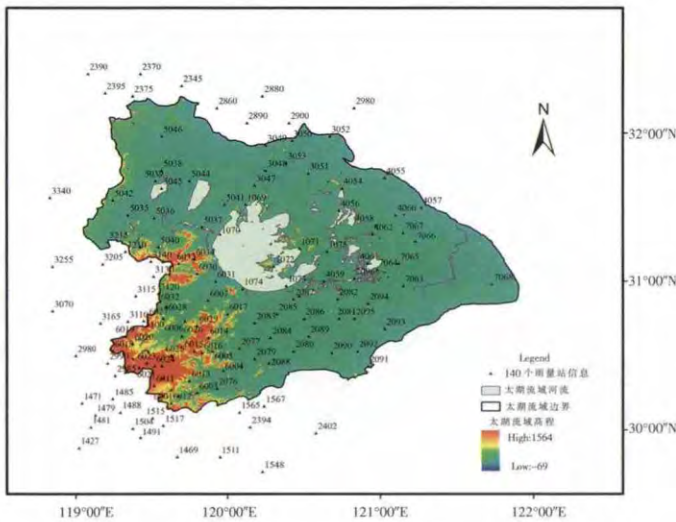


图1 太湖流域及其周边缓冲区 140 个雨量站分布图
Fig.1 Distribution of the 140 rainfall stations in the Taihu Lake basin and surrounding buffer areas

3.2 结果分析

3.2.1 水文气象一致区的划分

检测数据是否适合分区频率分析是非常重要的一个步骤,本文采用不和谐检测^[12]。假设区域站点数为 N ,每个站点可以计算出样本线性矩系数 $(t^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)})$, $i=1, 2, \dots, N$ 。不和谐检测指标的表达式如下:

$$D_i = \frac{1}{3} N (u_i - \bar{u})^T A^{-1} (u_i - \bar{u}) \quad (8)$$

式中: $u_i = [t^{(i)}, t_3^{(i)}, t_4^{(i)}]^T$, $\bar{u} = N^{-1} \sum_{i=1}^N u_i$, $A = \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T$,

当 $D_i = \frac{N-1}{3}$ 时,认为该区域内无奇异点。若计算的 D_i 值超过临界值,则应考虑移动该站点到另一区域。但如果这个站点的高不和谐指标经确认是由个别极端的局部气象事件所引起,如特大暴雨,尽管该站点在这个区域会出现不和谐,仍然保留该站点。

本文制定四个判定准则来进行水文气象一致区的划分,分述如下:

(1)研究区的划定。为提高研究区边界地带站点频率设计值的可靠性,还需增加研究区周边缓冲区的站点信息,这是水文气象一致区不同于先前其他所有水

文分区方法的主要点。缓冲区的范围根据实际一致区子区的范围来定,缓冲区的距离一般取子区长度的一半即可。

(2)气象相似性的判定。在气象上,一致区内各站点要满足相似性,即在极值降雨特性上该一致区内各站点具有相同的气候背景,产生其极值降雨的水汽入流和成因背景要一致。

(3)水文相似性的判定。在水文上,一致区内各站的地区分量在理论上必须满足同分布,即各站点的统计参数 $(L-C_v, L-C_s$ 和 $L-C_k)$ 在一定的容忍度内要一致。国内外许多研究表明: $L-C_s$ 和 $L-C_k$ 有很好的相关性,因此只需进行 $L-C_v$ 和 $L-C_s$ 的判别。方法如下:

在气象相似性的基础上,根据 $L-C_v$ 来进一步划分子区。Hosking^[14]推荐采用异质性检测 H_1 来判断划分的站点是否为一致区,其计算公式如下:

$$H_1 = \frac{(V_1 - \mu_V)}{\sigma_V} \quad (9)$$

式中: $V_1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N n_i (t^{(i)} - t^R)^2}{\sum_{i=1}^N n_i} \right\}^{\frac{1}{2}}$, $t^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i t^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$, n_i

为该子区内第 i 个雨量站的历史雨量数据系列长度, $t^{(i)}$ 为该子区中第 i 个雨量站的历史雨量数据系列的线性离差系数; μ_V 和 σ_V 分别为由蒙特卡洛模拟计算出的 V_1 值的均值和方差。 $H_1 < 1$ 表示可以接受的一致区, $1 \leq H_1 < 2$ 表示可能的异质区, $H_1 \geq 2$ 表示异质区, $H_1 < 0$ 表示站点可能存在相关性,需进一步验证。

在经过 $L-C_v$ 检验后初步分区的基础上,利用 $L-C_s$ 进一步对一致区子区进行判别和调整。参照美国 NOAA 水文气象设计研究中心(HDSC)的方法^[3],计算各个分区的平均 $L-C_s$ 值,移除具有 $L-C_s$ 的特大或特小值的站点到相邻分区,并结合考虑“实际资料检测”,反复调整分区的构成直至一致区内各站的 $L-C_s$ 值差别相近。所谓实际资料检测就是,对于有限资料样本(譬如 40 年、50 年)中的实测特大值大于 $100-a$ 或 $1000-a$ 频率设计值的站点,需要加以认真分析其合理性。

(4)样本独立性检验。在上述通过了 $L-C_v$ 和 $L-C_s$ 检验的一致区内,如果 $H_1 < 0$ 表明站点间可能存在相关性,特别当 $H_1 < -1$ 表明相关性较强,需进行“去相关”来保证各站点时间和空间上的独立性。

根据太湖流域及周边的地形特点,划分了约 $0.5^\circ \sim 1.0^\circ$ 的缓冲区,并收集缓冲区内 44 个雨量站的历史雨量资料。太湖流域的暴雨主要受夏季海洋气团的控制,

受热带风暴和台风影响,形成“台风雨”,整个流域的暴雨水汽入流、成因背景一致。

太湖流域及其缓冲区共 140 个站点的各水文统计参数的空间分布如图 2 所示, 根据以上的判定准则反复调整,初步将其 140 个站点划分为 8 个一致区。太湖流域各一致区内站点数最少为 6 个, 最多为 25 个,其不和谐检测及异质性检测结果见表 1。由表 1 可知:市岭站 D_i 的值为 5.06, 超过临界值, 对其历史资料分析发现:在 1956、1961、1963、1990、和 1997 年,该站点 1d 的降雨量分别为 563.9mm、424.9mm、330.9mm、437.5mm 和 357.5mm, 这些极值暴雨是产生较大 D_i 值的主要原因, 因此尽管该站点放在这个区域产生了不和谐, 但综合考虑分区一致性和站点频率设计值的可靠性仍然予以保留。8 个一致区的 H_1 值都小于 1, 都通过了异质性检测, 但其中一区、二区的 H_1 值小于 -1, 可能存在较强的相关性, 进一步作了一致区内站点之间的资料独立性检验。太湖流域及其缓冲区最终划分的 8 个水文气象一致区如图 3 所示。

3.2.2 一致区内频率分布线型的选择

在实际应用中,含有 2~5 个参数的分布线型在水文频率计算中被广泛应用, 而 3 参数的分布线型由于同时兼具有相对的稳定性和灵活性, 能描述分布的中心趋度、离散情势和偏态状况, 更是常被选用来模拟极值降雨资料的分布^[1]。依据分布线型尾端的形态不同, 分别有:广义逻辑斯蒂(GLO)分布、广义极值(GEV)分布、广义正态(GNO)分布、广义帕累托(GPA)分布和皮尔逊型(P-)分布(PE3), 5 种分布线型的函数参见文献^[11]。

在线型选择过程中, 应用如下 3 种具有强有力统计基础的拟合优度(Goodness-of-fit)检测方法来确定各一致区内的最优分布线型:

(1)蒙特卡洛模拟检测(Z^{DIST})

Hosking 和 Wallis1997 年提出^[14], 比较区域平均的线性峰度系数 t_4^R 与所选分布线型的线性峰度系数 τ_4^{DIST} 之间的差异。统计量 Z^{DIST} 的表达式如下:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4) / \sigma_4 \quad (10)$$

式中: $B_4 = N_{sim}^{-1} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)$,

$\sigma_4 = \left\{ (N_{sim} - 1)^{-1} \left[\sum_{m=1}^{N_{sim}} (t_4^{[m]} - t_4^R)^2 - N_{sim} B_4^2 \right] \right\}^{\frac{1}{2}}$, 利用蒙特卡洛

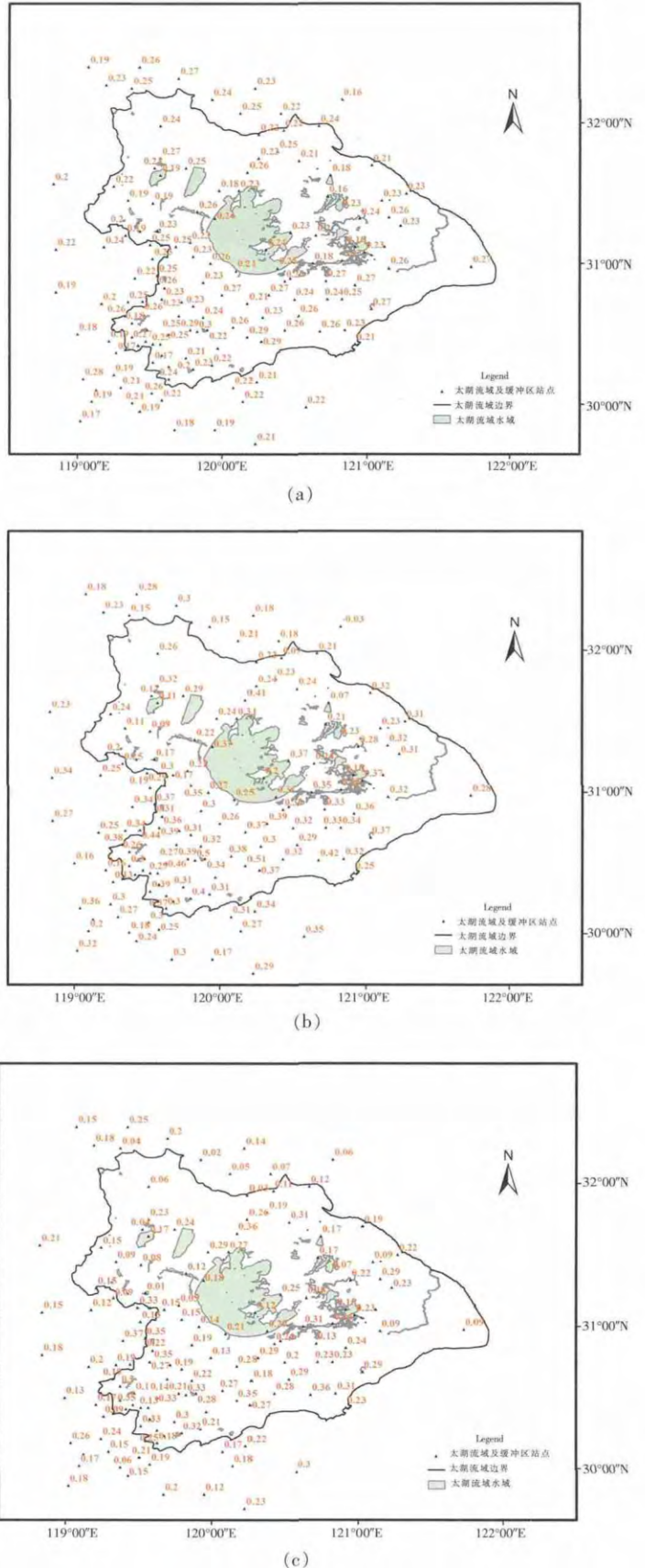


图2 太湖流域及其缓冲区站点的 $L-C_1$ (a)、 $L-C_2$ (b)、 $L-C_3$ (c)空间分布图
Fig.2 Spatial distribution of $L-C_1$ (a)、 $L-C_2$ (b)、 $L-C_3$ (c) in the Taihu Lake basin and surrounding buffer areas

表1 太湖流域96个站点初步划分的8个一致区的不和谐检测和异质性检测结果
Table1 The results of discordancy measuring and heterogeneity measuring of the 96 stations in the Taihu Lake basin

太湖流域一致区	不和谐指标 D_i	D_i 临界值	异质性指标 H_i
Reg1 (7 站)	白茆山(0.39),大浦口(1.27),胥口(0.67),洞庭西山(1.83),吴淞(1.21),小梅口(0.61),瓜泾口(1.01)	1.917	-1.69
Reg2 (19 站)	震泽(2.56),崇德(0.6),嘉兴(0.04),王江泾(2.68),菱湖(1.0),新市(0.65),双林(0.68),乌镇(0.26),南浔(0.04),临平(0.96),桐乡(1.77),硖石(洛)(1.6),长川坝(上)(1.09),软城(1.07),平湖(0.59),嘉善(0.48),平湖塘(0.19),芦墟(0.37),平望(2.15)	3.000	-1.20
Reg3 (7 站)	洛社(1.68),青旻(0.39),定波闸(1.8),张家港闸(1.02),陈墅(1.28),十一圩港闸(0.32),长寿(0.88)	1.917	-0.38
Reg4 (8 站)	常熟(1.66),白茆闸(0.93),湘城(0.92),浏河闸(0.84),昆山(1.23),太仓(0.77),商榻(0.79),周巷(0.86)	2.140	0.98
Reg5 (10 站)	南渡(0.73),溧阳(1.05),宜兴(南)(0.62),金坛(0.95),王母观(0.69),漕桥(1.88),东岳庙(0.65),成章(0.56),儒林(1.84),丹阳(2.4)	2.491	0.49
Reg6 (25 站)	横山水库(1.75),平桥(0.26),横塘村(0.59),范家村(0.03),老石坎水库(0.43),市岭(5.06*),莫干山(0.05),妙西(1.06),天锦堂(0.25),坟岱(0.96),杭垓(0.87),马峰庵(2.5),章里(0.13),冰坑(2.64),董岭(0.41),银坑(1.51),递铺(0.3),西由(0.72),天子岗水库(1.0),钱坑桥(0.11),诸道岗(1.11),长兴(0.55),大界牌(0.34),访贤(2.5),尚儒(0.94)	3.000	0.67
Reg7 (14 站)	余杭(0.05),德清(0.31),塘栖(1.79),桥东村(0.09),临安(0.3),青山水库(0.55),瓶窑(0.45),对河口水库(0.37),临安溪口(1.36),南庄(2.89),徐家头(0.36),横畈(1.37),上朗(1.67),上皋坞(1.96)	2.971	-0.35
Reg8 (6 站)	夏字圩(0.76),淀峰(1.13),青浦(1.47),黄渡(0.17),望新(1.47),大团闸(1.0)	1.648	-0.42

模拟对研究区域进行 N_{sim} 次模拟, 假设模拟区域是一致的且站点资料没有互相关及系列相关, 模拟长度与每个站点实测资料相应的记录长度相同。对于第 m 次模拟结果而言, B_4 为区域平均的线性峰度系数 $t_4^{[m]}$ 的偏差, σ_4 为相应的模拟的线性峰度系数的标准差。

$|Z^{DIST}| \leq 1.64$, 即认为拟合结果是合理可接受的。通常 $|Z^{DIST}|$ 越接近于零, 候选分布线型的拟合效果越好。 Z^{DIST} 值检验的前提是区域的一致性和资料系列的不相关。

(2) 样本线性矩均方根误差检测(RMSE)

Lin B. 于 1993 年在 NOAA 提出^[15], 使用 N 个站点各自真实资料的样本 $L-C_s$ 和 $L-C_k$ 来检验其对所选分布线型的 $L-C_s$ 和 $L-C_k$ 的偏差情况。统计量 RMSE 的表达式如下:

$$RMSE = \left\{ N^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (S_{iL-C_s} - D_{iL-C_s})^2 \right] \right\}^{\frac{1}{2}}, i=1, 2, \dots, N \quad (11)$$

也可根据第 i 个站点的资料长度 n_i 进行加权平均, 其表达式如下:

$$RMSE = \left\{ \sum_{i=1}^N n_i (S_{iL-C_s} - D_{iL-C_s})^2 / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{\frac{1}{2}}, i=1, 2, \dots, N \quad (12)$$

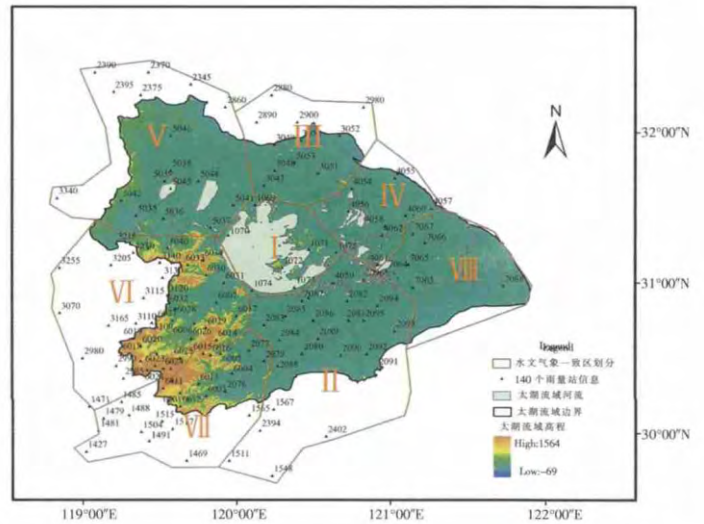


图3 太湖流域及其缓冲区最终划分的8个水文气象一致区站点分布图
Fig.3 Spatial distribution of the 8 homogeneous regions in the Taihu Lake basin and surrounding buffer areas

式中: S_{iL-C_s} 表示第 i 个站点的样本线性峰度系数; D_{iL-C_s} 表示第 i 个站点的样本线性偏态系数值在所选分布函数曲线上所对应的线性峰度系数值。计算每个可能分布线型的 RMSE 值, 具有最小均方根误差的分布线型即为最佳分布。

(3) 实测数据检测 (RE)

Lin B. 于 1993 年在 NOAA 提出^[15], 比较一致区内所有样本实际资料的经验频率 F_{i,T_j} 与相应的理论概率 P_{T_j} 之间的差异。统计量 RE 的表达式如下:

$$RE = \left[\sum_j \sum_{i=1}^N (F_{i,T_j} - P_{T_j}) / P_{T_j} \right] \left/ \sum_j \sum_{i=1}^N 1, i=1, 2, \dots; \right. \\ N=2, 5, \dots, 100 \quad (13)$$

理论上, 若重现期为 $2-a, 5-a, \dots, 100-a$, 则理论概率等于 $0.5, 0.2, \dots, 0.01$ 。实际上, 重现期为 $2-a$ 时相应的经验频率可能比理论概率 0.5 略高或略低, 其余重现期情况类似。通过计算相应重现期下经验频率 F_{i,T_j} 与理论概率 P_{T_j} 间的相对误差 (Relative Error, RE) 值来反映第 i 个站点的候选分布线型与观测资料的拟合程度。RE 值越小, 所选分布线型的拟合效果越好。当然, 由于存在样本抽样误差, 如果进行单个站点或站点数较少的频率计算时, 利用 RE 值来考察拟合程度没有实际价值。然而, 假如计算大量站点的相对误差并推求其地区均值, RE 值具有显著的统计意义, 可以作为拟合优度检测的一个指标; 地区分析法就具有这种优势。由于资料长度的限制 (一般在 $100a$ 以内, 大多为

$50a$ 左右), RE 值计算至重现期 $100-a$ 为止比较合理, 重现期超过 $100-a$ 的经验频率值比较不稳定, 通常不包括 $100-a$ 以外的频率设计值的 RE 作为检测标准。

表 2 给出了太湖流域 8 个一致区采用三种拟合优度检测方法计算的结果。由表 2 可知: 在第一区内, GLO、GEV 和 GNO 三种分布的 $|Z^{DIST}|$ 值都小于 1.64, 通过蒙特卡洛模拟检测, 其中 GEV 的 $|Z^{DIST}|$ 最小, 说明 GEV 分布为第一区的最优分布; 从样本线性矩均方根误差检测的结果可以看出, GEV 的均方误差在五种常用分布中也是最小的 ($RMSE=0.0483$); 而实测数据检测的结果表明 GEV 的相对误差 ($RE=0.0869$) 稍大于 GLO 分布的相对误差 (0.0735); 综合考虑三种检测指标, 可以确定 GEV 为第一区的最优分布线型。在第二区内, GLO 和 GEV 都通过 Z^{DIST} 值检测, 虽然 GLO 分布的 RMSE 和 RE 值都略大于 GEV 分布的相应结果, 但 GLO 分布的 Z^{DIST} 值却明显小于 GEV 分布, 综合判断 GLO 为第二区的最优分布线型。其余一致区采用类似的分析, 最终根据三个指标综合判断, 太湖流域 8 个水文气象一致区的最优分布线型依次为: GEV、GLO、GEV、GEV、GNO、GNO、GEV、GNO。

表2 太湖流域8个一致区三种拟合优度方法检测结果

Table2 The results of the 3 goodness-of-fit measures over the 8 homogeneous regions in the Taihu Lake basin

检测指标	分布线型	水文气象一致区							
		1	2	3	4	5	6	7	8
Z^{DIST}	GLO	0.42	-0.25	1.5	1.53	3.51	3.04	-0.15	1.29
	GEV	-0.37	-1.54	-0.29	0.2	1.26	1.52	-0.90	0.67
	GNO	-0.97	-2.83	-0.69	-0.26	0.63	0.27	-1.90	0.08
	GPA	-2.49	-5.23	-4.37	-2.99	-3.96	-2.64	-3.21	-1.09
	PE3	-2	-5.03	-1.56	-1.13	-0.62	-1.88	-3.61	-0.91
RMSE	GLO	0.0546	0.0447	0.1001	0.0716	0.0892	0.0901	0.0442	0.0998
	GEV	0.0483	0.0437	0.0816	0.0544	0.0688	0.0728	0.0406	0.0850
	GNO	0.0532	0.0570	0.0854	0.0486	0.0684	0.0700	0.0494	0.0775
	GPA	0.0910	0.0928	0.1029	0.0859	0.0867	0.0741	0.0784	0.0800
	PE3	0.0765	0.0917	0.0944	0.0510	0.0733	0.0825	0.0890	0.0811
RE	GLO	0.0735	0.1357	0.0887	0.1510	0.0015	0.1506	0.1506	0.0958
	GEV	0.0869	0.1206	0.0639	0.1167	0.0012	0.1130	0.1130	0.0355
	GNO	0.0942	0.1378	0.0654	0.1206	0.0012	0.0461	0.0862	0.0042
	GPA	0.2272	0.1874	0.1084	0.0503	0.0005	0.0862	0.1667	0.1033
	PE3	0.1498	0.1846	0.0810	0.1031	0.0010	0.1822	0.1822	0.0622
最优分布		GEV	GLO	GEV	GEV	GNO	GNO	GEV	GNO

3.2.3 暴雨频率设计值的计算

最后,根据地区分析法的原理,通过对地区频率因子与本地分量的“合并”,即可得到各一致区内每个雨量站对应不同重现期下的暴雨频率设计值。

由于具有实测资料的站点有限,采用克里金(Kriging)空间内插法,直观地反映整个太湖流域持续时段为1d的年极值降雨频率设计值在相应重现期(2-a、10-a、50-a、100-a)下的空间分布情况,如图4所示。从图中看出整个流域降雨频率设计值的量级随重现期的增加而显著增加;暴雨中心的数目也随重现期的增大而增加,且分布范围主要集中于六区和七区。总体来说,流域年极值降雨的空间分布差异很大,同一重现期下,站点最大频率设计值是最小频率设计值的两倍多;同时随重现期增大,频率设计值的变幅也在逐渐增加。不同重现期下的频率设计值空间分布总体趋势基本一致,最大值基本分布于流域的西南部山区,最小值分布于流域的东北部平原地区,其它地区的频率设计值介于两者之间,这与站点的实际观测情况相一致。太湖流域西南山区是暴雨高风险区,容易引发山洪灾害,这一结果将可作为该地区山洪早期预警规划的科学基础,反映了这一地区自然界强降雨的客观特性。

和七区。总体来说,流域年极值降雨的空间分布差异很大,同一重现期下,站点最大频率设计值是最小频率设计值的两倍多;同时随重现期增大,频率设计值的变幅也在逐渐增加。不同重现期下的频率设计值空间分布总体趋势基本一致,最大值基本分布于流域的西南部山区,最小值分布于流域的东北部平原地区,其它地区的频率设计值介于两者之间,这与站点的实际观测情况相一致。太湖流域西南山区是暴雨高风险区,容易引发山洪灾害,这一结果将可作为该地区山洪早期预警规划的科学基础,反映了这一地区自然界强降雨的客观特性。

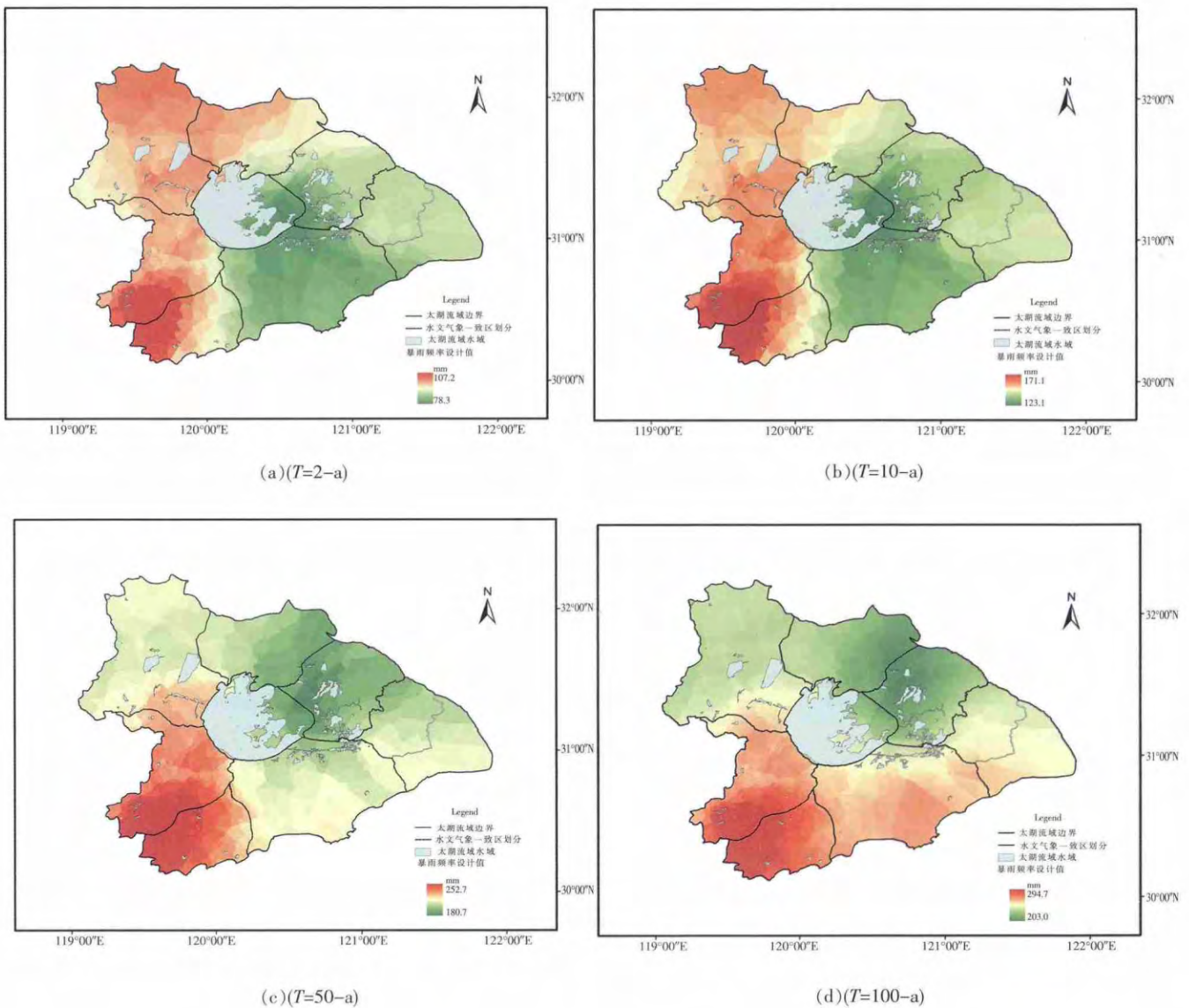


图4 太湖流域相应重现期下的暴雨频率设计值空间分布图

Fig.4 Spatial distribution of rainfall frequency design estimates in the concerned return periods for the Taihu Lake basin

4 小结

本文从理论上简要介绍了地区线性矩法的概念,以太湖流域年最大日降雨资料为实例,介绍地区线性矩法在太湖流域暴雨频率分析中的应用,得到以下结论:

(1) 首先通过水文气象一致区的判别准则将太湖流域年最大日降雨量分布划分为8个水文气象一致区,然后综合考虑三种拟合优度检测方法的结果,选择第1~8个一致区的最优分布线型依次为:GEV、GLO、GEV、GEV、GNO、GNO、GEV、GNO,最后根据地区分析法的原理,估算太湖流域各雨量站的暴雨频率设计值。

(2) 太湖流域同一重现期下的年极值降雨空间分布差异很大,暴雨中心的数目随重现期的增大而增加;不同重现期下的年极值降雨空间分布总体趋势基本一致,最大值基本分布于流域的西南部山区,最小值分布于流域的东北部平原地区。因此,西南山区是太湖流域的暴雨高风险区,容易引发山洪灾害,应引起相关决策部门的重视。

(3) 基于水文气象途径的地区线性矩法作为一种全新的频率分析方法,克服了我国传统的“单站、单一线型、基于常规矩的目估适线法”的缺陷,将其应用于太湖流域的频率分析计算中,为流域的水资源管理和防洪安全提供参考和借鉴。本文是对地区线性矩法在我国的可行性的一次有效尝试,值得在全国范围内推广使用,作为防洪规划的顶层设计和基础工作,以满足工程防洪设计、地区防洪规划、山洪预警和城市防涝防洪规划等方面的需求。

参考文献:

- [1] 林炳章. 水文气象分区线性矩法规范防洪设计标准的研究和应用 [A]. 中国水利学会 2010 学术年会论文集 (上册) [C]. 郑州: 黄河水利出版社, 2010:261-269. (LIN Bingzhang. Study and application of hydrometeorological regional L-moments analysis method on flood control standards [A]. Proceedings of Academic Seminar by Chinese Hydraulic Engineering Society in 2010 [C]. Zhengzhou: Yellow River Water Conservancy Press, 2010:261-269. (in Chinese))
- [2] 林炳章, 邵月红, 闫桂霞, 等. 水文气象促进工程水文计算核心课题研究的发展 [A]. 2012 中国水文学术讨论会论文集 [C]. 南京: 河海大学出版社, 2012:50-63. (LIN Bingzhang, SHAO Yuehong, YAN Guixia, et al. Hydrometeorology promotes the development of core research topics in engineering hydrology [A]. Proceedings of Hydrology Academic Seminar [C]. Nanjing: Hohai University Press, 2012:50-63. (in Chinese))
- [3] Lin B., Bonnin G. M., Martin D. L., et al. Regional frequency studies of annual extreme precipitation in the United States based on regional L-moments analysis [A]. EWRI Proceedings [C]. Omaha, Nebraska, USA, 2006:1-11.
- [4] Bonnin G.M., Todd D., Lin B., et al. Precipitation Frequency Atlas of the United States [M]. NOAA, National Weather Service, 2003.
- [5] Bonnin G.M., Todd D., Lin B., et al. Precipitation Frequency Atlas of the United States [M]. NOAA, National Weather Service, 2004.
- [6] 陈元芳, 王庆荣, 沙志贵, 等. 线性矩法在长江中下游区域水文频率计算中的应用 [J]. 河海大学学报 (自然科学版), 2003,31 (2):207-211. (CHEN Yuanfang, WANG Qingrong, SHA Zhigui, et al. Application of L-moment based regional flood frequency analysis method to middle and lower Yangtze River [J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2003,31(2):207-211. (in Chinese))
- [7] 熊立华, 郭生练. L—矩在区域洪水频率分析中的应用 [J]. 水力发电, 2003,29 (3):6-8. (XIONG Lihua, GUO Shenglian. Application of L-moments in the regional flood frequency analysis [J]. Water Power, 2003,29(3):6-8. (in Chinese))
- [8] 熊立华, 郭生练, 王才君. 国外区域洪水频率分析方法研究进展 [J]. 水科学进展, 2004,15(2):261-267. (XIONG Lihua, GUO Shenglian, WANG Caijun. Advance in regional flood frequency analysis from abroad [J]. Advances in Water Science, 2004,15(2):261-267. (in Chinese))
- [9] 徐磊, 李诚, 任少龙. 线性矩法在天山北坡水文分区中的应用 [J]. 人民长江, 2009,40(21):47-49. (XU Lei, LI Cheng, REN Shaolong. Application of L-moments in hydrologic regionalization on the northern slope of Tianshan Mountain [J]. Yangtze River, 2009,40(21):47-49. (in Chinese))
- [10] 张静怡, 徐小明. 极值分布和 P-III 型分布线性矩法在区域洪水频率分析中的检验 [J]. 水文, 2002,22 (6):36-38. (ZHANG Jingyi, XU Xiaoming. Test on L-moment estimation method for GEV and P-III distribution in regional flood frequency analysis [J]. Journal of China Hydrology, 2002,22(6):36-38. (in Chinese))
- [11] 朱惠玲. 区域线性矩法在黄河下游洪水频率分析中的应用研究 [D]. 上海: 同济大学, 2006. (ZHU Huiling. Flood Frequency Design in the Lower of Yellow River by Regional L-moments Method [D]. Shanghai: Tongji University, 2006. (in Chinese))
- [12] Hosking J. R. M. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics [J]. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 1990:105-124.
- [13] 梁玉音, 刘曙光, 钟桂辉, 等. 线性矩法与常规矩法对太湖流域降雨频率分析的比较研究 [J]. 水文, 2013,33(4):16-21. (LIANG Yuyin, LIU Shuguang, ZHONG Guihui, et al. Comparison between conventional moments and L-moments in rainfall frequency analysis for Taihu Lake basin [J]. Journal of China Hydrology, 2013,33(4):16-21. (in Chinese))
- [14] Hosking J. R. M., Wallis J. R. Regional Frequency Analysis An Approach Based on L-moments [M]. Cambridge University Press, 1997.
- [15] Lin B., Vogel J.L. A comparison of L-moments with method of moments [A]. In Engineering Hydrology, Proceedings of the Symposium ed. Chin Y. Kuo. American Society of Civil Engineers, New York, 1993:443-448.

(下转第 96 页)

mainstream of the Bailongjiang River and predicting the change trend. Based on the observed runoff data from the 4 representative stations (Baiyun, Zhouqu, Wudu and Bikou) on the mainstream of the Bailongjiang River from 1956 to 2013, we made an analysis and forecast of the change tendency of the runoff by using an additive model combined with 3 models (the model of periodic wave mean epitaxial superposition, the model of harmonic analysis and the model of stepwise regression analysis). The results show that (1) the long-term average flow in September usually takes the highest percentage of the total in the whole year at the 4 stations, the long-term average flow from June to September often reach 50% of the total in the whole year; (2) there is a decreasing trend of the mean annual discharge at the 4 stations, of which reduction is less at the upstream stations (Baiyun, Zhouqu) than that at the downstream stations (Wudu, Bikou); (3) the prediction results of the annual runoff in 2015, 2020 and 2025 is that the runoff will be less than the long-term average runoff at the Baiyun station, more than the long-term average runoff at the Wudu station, and the annual runoff will float up or down the long-term average runoff at the stations of Zhouqu and Bikou.

Key words: Bailongjiang River Basin; variation characteristics; runoff; trend prediction

~~~~~  
(上接第 22 页)

### Application of Regional L-moments Analysis Method in Precipitation Frequency Analysis for Taihu Lake Basin

WU Junmei, LIN Bingzhang, SHAO Yuehong

(College of Hydrometeorology, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China)

**Abstract:** This paper introduced the concept of regional L-moments analysis method via hydrometeorological approach, to precipitation frequency analysis, taking annual maximum rainfall data of 1d in the Taihu Lake Basin for an example. The 140 rainfall stations in the basin have been divided into 8 hydrometeorological homogeneous regions through four criteria, and applying three goodness-of-fit measures to the data, the best distribution has been chosen for each homogeneous region as GEV, GLO, GEV, GEV, GNO, GNO, GEV and GNO respectively, and the rainfall quantile estimates have been obtained through regional analysis method. The spatial patterns of rainfall quantiles are nearly the same for different return periods in the basin. The southwestern mountainous area exhibits to be a storm high risk area in the basin with potential threat of flash flood and debris flow disasters. The results show that regional L-moments analysis method is of academic and application values, and worth popularizing in the nationwide.

**Key words:** Taihu Lake Basin; precipitation frequency analysis; L-moment; regional analysis method; hydrometeorological homogeneous region

~~~~~  
(上接第 40 页)

Application of BP Neural Network Model in Runoff Simulating for Small Watershed

HE Yiyi^{1,2}, CHEN Xiaohong^{1,2}, ZHANG Yun^{1,2}, DING Hualong^{1,2}

(1.Center of Water Resources and Environment Research, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2.Key Laboratory of Water Cycle and Water Security in Southern China of Guangdong High Education Institute, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The change of runoff is closely related to local economic and social development, as well as regional ecological balance and water management. It is important to research the monthly runoff for better reservoir operation and water allocation. To verify the suitability of monthly runoff prediction method, the data of daily precipitation and runoff from eight hydrological stations in Binjiang River Basin were used to predict monthly runoff based on BP artificial neural network, and the results were compared with those from Runoff Coefficient Method, Xin'anjiang Model and HSPF Model. The study shows that BP artificial neural network performs obvious advantages in predicting runoff, its comprehensive uncertainty factor is 0.91, that is much higher than 0.85 of Runoff Coefficient Method and is fairly equivalent to 0.92 of Xin'anjiang Model and 0.96 of HSPF Model. But, the BP artificial neural network model was easier to operate, at the same time, it had accurate simulation for trend, so there might be a good prospect for promoting. However, the results of BP artificial neural network are generally too large, there is certain space for improving.

Key words: runoff; precipitation-runoff simulating; BP artificial neural network model; method comparison; Binjiang River Basin