# 基于水文气象分区线性矩法的淮河流域 极值降雨频率分析

邵月红<sup>1</sup>, 吴俊梅<sup>2</sup>, 李 敏<sup>3</sup>

(1. 南京信息工程大学应用水文气象研究院, 江苏 南京 210044;2. 昆山气象局, 江苏 昆山 215300;3. 海门气象局, 江苏 海门 226100)

摘 要:以淮河流域为研究区,利用地区线性矩法进行站点极值降雨的频率分析。研究结果表明:基于 气象成因和水文统计特性相结合的方法将研究区划分为6个通过异质性和不和谐性检测的水文气象 一致区。在此基础上,通过蒙特卡罗模拟、均方根误差和线性矩系数的相关图综合判断得出各时段下6 个一致区下的最优分布。其中,24h 时段下的最优分布分别为:GEV、GNO、GLO、GEV、GLO、GEV。利用 最优分布计算出淮河流域各站点一整套(多时段多重现期)的频率估计值。其中,最大值分布在沂蒙山 区,这与站点的实际观测相一致。水文气象分区线性矩法是一种稳健可靠的频率分析方法,可应用于其 它流域。

关键词:水文气象分区;线性矩法;极值降雨;频率估计值 中图分类号:P333 文献标识码: A 文章编号:1000-0852(2016)06-0016-08

我国是洪涝灾害频发的国家,防洪仍然是一个极 其重要和严肃的事关人民生命和财产安全以及社会安 定的大课题<sup>[1]</sup>。防洪设计标准估算的一个重要依据是 洪水频率计算成果,其理论基础是水文频率计算。水文 频率计算需要解决的两大问题:精确性和准确性,即参 数估算方法的精确性和频率估计值的准确性。

20 世纪 90 年代以来,Hosking<sup>[2]</sup>在 Greenwood<sup>[3]</sup>定 义的概率权重矩之后提出了线性矩,利用线性矩进行 频率曲线的参数估计。国内外学者应用线性矩法进 行了大量的频率曲线参数估计研究,结果认为线性 矩法比常规矩法更稳健,比极大似然法的估计值有 效性更好,比概率权重矩法更直观、方便,其良好的不 偏性和对特大值的稳健性能在水文频率分布参数估 计得到了广泛的应用,并取得了很好的结果<sup>[4-6]</sup>。1997 年,Hosking 和 Wallis<sup>[7]</sup>在线性矩的基础上,提出了区 域频率分析的方法,即"空间换时间"的思想,利用地 区分析来提高各站点的频率估计值的准确性和可靠 性。Walli 等<sup>[8-11]</sup>国内外学者利于区域频率分析在这方 面做了大量的研究。结果表明:利用邻近站的降雨信 息,降低了频率估计值的不稳定性,提高了频率估计值 的准确性。这些研究中多采用数理统计的聚类分区方 法,缺乏一定的物理意义。本文以淮河流域为研究区, 基于气象成因和水文统计特性相结合的方法进行一致 区的划分,在此基础上,通过拟合优度判断各一致区的 最优分布,计算出各站点一整套的暴雨频率估计值,为 工程设计暴雨和洪水提供基础资料和重要水文依据。

### 1 研究区概况及资料处理

研究区域为淮河流域,位于东经 111°55'~121°25', 北纬 30°55'~36°36',流域面积 27×10<sup>4</sup>km<sup>2</sup>,多年平均径 流量为 621×10<sup>8</sup>m<sup>3</sup>。淮河流域西部、西南部及东北部为 山区、丘陵区,其余为广阔的平原。地处我国南北气候 过渡带,属暖温带半湿润季风气候区。其特点是:冬春 干旱少雨,夏秋闷热多雨,冷暖和旱涝转变急剧。多年 平均降雨量 888mm,分布大致由南向北递减,山区多 于平原,沿海大于内陆。降水量年际变化较大,最大年 降雨量为最小年降雨量的 3~4 倍,降水量年内分配极不均 匀,汛期 (6~9 月)降水量占年降水量的 50%~80%。

收稿日期:2016-04-02

基金项目:江苏省青年基金项目(BK20141001);淮河流域气象中心开放项目(HRM201502);江苏省气象局青年科研基金项目(Q201602)

作者简介:邵月红(1977-),女,山西侯马人,讲师,博士,主要从事水文气象统计、GIS在水文气象上的应用。E-mail: syh@nuist.edu.cn



图 1 淮河流域站点、水系和高程空间分布图 Fig.1 The spatial distribution of meteorological stations, water system and elevation in the Huaihe River basin

本文数据资料来自中国气象科学数据共享服务网 提供的中国地面气象资料日值数据集(http://cdc.cma. gov.cn/shuju)。为消除空间插值客观存在的边界问题 和水文气象一致区划分的需要,从数据集中选取淮河 流域内 30 个常规气象站和周边邻近区域 26 个气象站 点的 1951~2011 年的逐日降雨量。然后从逐日降雨量 中提取出每个站点的年最大日降雨量 (Annual Maximum Precipitation, AMP)、年最大 3d 降雨量(AM3P)、 年最大 5d 降雨量 (AM5P) 和年最大 7d 降雨量 (AM7P)。流域内站点的极值降雨资料序列长度为 43~ 61a,平均为 57a,其中最短序列 43a 的站点为菏泽站。 基于 AMP、AM3P、AM5P 和 AM7P 进行极值降雨的频 率分析及其时空一致性研究。研究区的地形、水系和站 点空间分布见图 1。

#### 2 区域频率分析与时空一致性检验方法介绍

2.1 地区线性矩分析法简介

线性矩是 Hosking 于 1990 年提出的基于次序统 计量线性组合的期望值。其 r 阶线性矩变量的通式为:

$$\lambda_{r} = r^{-1} \sum_{k=0}^{r} (-1)^{k} {\binom{r-1}{k}} EX_{r-kr}, \quad r=1,2,\cdots$$
 (1)

在参数估计实践中,一般仅用到前四阶样本线性 矩,前四阶样本线性矩的表达式:

$$l_{1} = n^{-1} \sum_{i=1}^{n} x_{i}$$
$$l_{2} = \frac{1}{2} \binom{n}{2} \int_{-1}^{-1} \sum_{i=j+1}^{n} \sum_{j=1}^{n} (x_{in} - x_{jn})$$

$$l_{3} = \frac{1}{3} \binom{n}{3}^{-1} \sum_{i=j+1}^{n} \sum_{j=k+1}^{n-1} \sum_{k=1}^{n-2} (x_{in} - 2x_{jn} + x_{kn})$$

$$l_{4} = \frac{1}{4} \binom{n}{4}^{-1} \sum_{i=j+1}^{n} \sum_{j=k+1}^{n-1} \sum_{k=l+1}^{n-2} \sum_{l=1}^{n-3} (x_{in} - 3x_{jn} + 3x_{kn} - x_{ln}) \quad (2)$$

式中:n 为样本容量;考虑递降次序 $x_{1n} \le x_{2n} \le \dots \le x_{nn}$ 为次序统计量。样本线性矩系数可求出样本的线性离差系数 $(L-C_v)$ 、线性偏态系数 $(L-C_s)$ 和线性峰度系数 $(L-C_k)$ ,如下:

 $L-C_v=t=l_2/l_1, \quad L-C_s=t_3=l_3/l_2, \quad L-C_k=t_4=l_4/l_2$  (3)

地区频率分析法是运用某一地区的所有雨量站的 历史资料系列来分析本区内每一个雨量站各自的雨量 频率分布曲线,进而推求各个站点的雨量频率估计值。 某一地区的前提必须是水文气象一致区,即具有相似 的气候背景和相同的统计特性。根据水文气象暴雨统 计分析的长期经验,地区分析法假定每一个站点的降 雨量系列可以分成反映该地区共有的降雨特性的地区 分量和反映本地特有的降雨特性的本地分量两部分。 反过来说,一致区内某一站点的频率估计值应该是反 映地区的频率估计值分量与反映本地特有的降雨特性 的本地分量的"叠加"作用的产物,借助地区分析法这 一工具来提高各站点频率估计值的稳定可靠性。用下 面的公式简单表示:

$$Q_{T,i,j} = q_{T,i} \times \bar{x}_{i,j} \tag{4}$$

式中:T为重现期;i为一致区;j为站点; $Q_{T,i,j}$ 为第i个 一致区内第j个站点的重现期T下的降雨频率估计 值; $q_{T,i}$ 为反映该地区共有的降雨特性的地区频率因 子,即地区无量纲频率估计值,根据上面确定的最优分 布曲线和由区域线性矩系数计算的分布参数便可计算 出地区频率因子; $\bar{x}_{i,j}$ 为反映本站点特有的降雨特性分 量,一般用站点降雨量的多年平均值表示。

2.2 水文气象一致区的划分

一致区的划分对降雨频率估计值的计算非常重要。主要步骤如下:

(1)研究区的划定。为了提高流域边界处的站点频 率估计值的可靠性,需要利用周边缓冲区内站点的信 息。缓冲区的范围根据实际一致区子区范围来确定,一 般取其一半即可。

(2)气象相似性的判定。一致区内的站点要具有相 似的气候背景,比如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。一致区内站点的频率分布

要满足同分布,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。研究表明<sup>[11]</sup>: $L-C_s$ 和  $L-C_k$ 有很好的相关性,因此,只需要进行  $L-C_v$ 和  $L-C_s$ 的判别。 采用 Hosking 提出的异质性检测  $H(H_1, H_2, H_3)$ 来判断,假定其公式如下:

$$H_{1} = \frac{(V_{1} - \mu_{V_{1}})}{\sigma_{V_{1}}}, H_{2} = \frac{(V_{2} - \mu_{V_{2}})}{\sigma_{V_{2}}}, H_{3} = \frac{(V_{3} - \mu_{V_{3}})}{\sigma_{V_{3}}}$$
(5)

式中: $\mu_V$ 和  $\sigma_V$ 分别为由蒙特卡洛模拟计算出 V 值的均值和方差,以样本长度为权重的样本线性矩系数的标准差为:

$$V_{1} = \left\{ \sum_{i=1}^{N} n_{i} (t^{(i)} - t^{R})^{2} / \sum_{i=1}^{N} n_{i} \right\}^{1/2}$$

$$V_{2} = \sum_{i=1}^{N} n_{i} \left\{ (t^{(i)} - t^{R})^{2} + (t^{(i)}_{3} - t^{R}_{3})^{2} \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^{N} n_{i}$$

$$V_{3} = \sum_{i=1}^{N} n_{i} \left\{ (t^{(i)}_{3} - t^{R}_{3})^{2} + (t^{(i)}_{4} - t^{R}_{4})^{2} \right\}^{1/2} / \sum_{i=1}^{N} n_{i}$$
(6)

式中:样本线性矩系数为 $t^{(i)}$ 、 $t_3^{(i)}$ 、 $t_4^{(i)}$ ,以样本长度为权 重的区域平均线性矩系数分别为: $t^R = \sum_{i=1}^N n_i t^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i$ ,  $t_3^R = \sum_{i=1}^N n_i t_3^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i$ , $t_4^R = \sum_{i=1}^N n_i t_4^{(i)} / \sum_{i=1}^N n_i$ ;N为站点个数; $n_i$ 为站点 *i* 的记录长度。

H < 1 表示可以接受的一致区,1 < H < 2 表示可能 的异质区,H > 2 表示异质区,H < 0 表示站点可能存在 相关性,需进一步验证。由式(5)和 (6)可知, $L - C_s$ 通过  $H_1$ 和  $H_2$ 来判断,通过检测后,利用  $L - C_s$ 进行进一步 的判别。 $L - C_s$ 可以通过  $H_3$ 来判断,Hosking 等人研究 表明:即使在区域存在异质性时, $H_2$ 和  $H_3$ 也很少出现 大于 2 的情况,即  $H_3$ 并不能很好的进行  $L - C_s$ 判别。鉴 于此,本文采用  $H_3$ 和 "实测资料检测"(Real-Data-Check-Violation, RDCV)相结合对  $L - C_s$ 判别。RDCV 指的是,对于几十年的实测样本序列中的最大值却大 于百年一遇或者千年一遇的频率设计值,这样的站点 需要进一步分析其合理性。在一个区域中,当去掉  $L - C_s$ 为最大或最小的站点时,RDCV 的站点个数有明显 改善(减少 50%以上),这时应考虑去掉该站点,同理 反复进行直到整个子区达到最优。

(4)不和谐检验。当一致区暂时确定时,针对每一个站点计算不和谐度。假如某个一致区有 N 个站点,
 令 u<sub>i</sub>=[t<sup>(i)</sup>, t<sub>3</sub><sup>(i)</sup>, t<sub>4</sub><sup>(i)</sup>]<sup>T</sup>,那么对于站点 i 的不和谐检验为:

$$D_{i} = \frac{1}{3} N(u_{i} - \bar{u})^{T} A^{-1}(u_{i} - \bar{u})$$
(7)

式中: 区域线性矩系数的算术平均值 $\bar{u}$ 为: $\bar{u}=N^{-1}\sum_{i=1}^{N}u_i$ ;  $A = \sum_{i=1}^{N} (u_i - \bar{u}) (u_i - \bar{u})^T$ 。如果某站点的 $D_i$ 超过了临界值, 区域临界值的大小参见 Hosking 等人<sup>19</sup>研究,则认为该 站点在其所在的区域是不和谐的,应该考虑将其至另 外的区域。如果这个站点的不和谐是由极端的局部气 象事件所引起,可能平等影响区域内任何一个其它站 点,尽管在这个区域的这个站点出现不和谐,我们还是 考虑保留该站点在这个区域。

2.3 最优频率分布曲线的确定

频率分布曲线的确定是地区线性矩分析中非常重要的一步。为了确保结果的合理性,本文通过蒙特卡洛 (Monte Carlo, MC)模拟和均方根误差(RMSE)检验两种 拟合优度来确定最优的分布曲线。由于三参数的分布 线型兼具相对的稳定性和灵活性,常被用来模拟极值降 雨的分布。本文选择 5 种常用的三参数分布曲线作为候 选分布:广义逻辑斯蒂(GLO)、广义极值(GEV)、广义正态 (GNO)、广义帕累托(GPA)和皮尔逊 型(PE3)分布。

#### (1)蒙特卡罗模拟

Hosking 和 Willis 在 1997 年提出的这种方法,假 定模拟的区域是一致性且站点资料不相关,通过比较 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  $\tau_4^{DIST}$ 之间的差异进行检测最佳线型。统计量  $Z^{DIST}$ 表达式为:

$$Z^{DIST} = (\tau_4^{DIST} - t_4^R + B_4) / \sigma_4$$
(8)

式中: $B_4$ 和  $\sigma_4$ 分别为  $t_4^R$ 的偏差和标准差,即

$$B_{4} = \left[\sum_{m=1}^{N_{sim}} \left(t_{4}^{[m]} - t_{4}^{R}\right)\right] / N_{sim}$$
$$\sigma_{4} = \left\{\left[\sum_{m=1}^{N_{sim}} \left(t_{4}^{[m]} - t_{4}^{R}\right)^{2} - N_{sim}B_{4}^{2}\right] / \left(N_{sim} - 1\right)\right\}^{1}$$

其中: $t_4^{[m]}$ 为第 m 次模拟的区域平均线性峰度系数; $N_{sim}$ 为蒙特卡洛模拟次数。如果 $|Z^{DIST}| \le 1.64$ 则认为拟合结果是可接受的,通常 $|Z^{DIST}|$ 越接近于零,候选分布拟合的结果越好。

(2)均方根误差检验

蒙特卡洛模拟如果不能满足其前提条件,则 Z 值 的判断标准可靠性就要受到影响。同时,在利用 MC 进 行判断时,每个一致区只有一个  $t_4^R$ ,相同的  $t_4^R$ 对应的 区域内的站点可能有多种分布形态,所以 MC 不能进一 步判断站点分布形态。而 RMSE 是通过比较区域内各个 站点的峰度系数与分布函数的峰度系数之间的差异来 调整拟合的效果,全面考虑一致区内所有站点的统计特 性,可以较好的反映站点的分布形态,其表达式为:  $RMSE = \left\{ \sum_{i=1}^{N} n_i (S_{i,L-Ck} - D_{i,L-Ck})^2 / \sum_{i=1}^{N} n_i \right\}^{-1}$ 

式中: $S_{i,L-\alpha}$ 表示第 i 个站点的样本线性峰度系数;  $D_{i,L-\alpha}$ 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 候选分布的 RMSE 值,均方根误差越小,候选分布拟 合的结果越好。

3 结果与讨论

3.1 水文气象一致区的划分结果分析

由线性矩可以计算出各个站点 AMP 序列的均值、 离差和偏态系数等。图 2 为 24h 时段下的 *L*-*C*, 和 *L*-*C*, 空间分布图。由图 2 可知 :*L*-*C*, 的范围为 0.19~ 0.27,离散程度相对比较集中,大值主要分布在西北部 和东部的山区 ;*L*-*C*, 的范围为 0.08~0.35,所有站点的 AMP 序列分布都为正偏,大值主要分布在流域四省南 北交界线附近、表明在这些站点序列中大多数极值小 于均值,分布较集中,个别极值远大于均值并对序列产 生较大的影响。

淮河流域地处南北过渡带,淮河以北为暖温带半 湿润区,以南为北亚热带湿润区,产生暴雨的天气系统 为台风和涡切变线。按照一致区划分的原则,综合考虑 流域的气候特征、地形地貌、水系结构和  $L-C_s$ 系数等 因素,将流域划分为 6 个子区。各子区内不同时段异质 性检测结果见表 1。由表 1 可知,6 个子区的  $H_1$ 、 $H_2$ 和  $H_3$ 都通过了异质性检测,为可以接受的一致区;在通 过的一致区内,进一步利用 RDCV 对  $L-C_s$ 进行判定, 去掉极大和极小  $L-C_s$ 的站点时一致区的影响不大。因 此,我们保留原来的分区和站点。最后对一致区内的站 点不和谐性进行检测。由图 3 空间分布可知:不同时段 下的  $D_i$ 空间分布不同,总体来看,24h 和 3d 时段下的 要大于 5d 和 7d 的,大值主要分布在山区,但所有时段 下的所有站点都通过了不和谐检测。综合各个因素,最 终的 6 个水文气象一致区的划分结果见图 4。



图 2 流域 24 小时时段下  $L-C_r$  和  $L-C_s$  空间分布图 Fig.2 The spatial distribution of  $L-C_r$  and  $L-C_s$  for 24-hour duration in the Huaihe River basin

表1 淮河流域一致区内异质性检测结果

	l'able1	The results	of	the	heterogeneity	measurement	in	the	Huaihe	River	basir
--	---------	-------------	----	-----	---------------	-------------	----	-----	--------	-------	-------

时段	异质性指标	1 🗵	2 🗵	3区	4 区	5区	6 🗵
	$H_1$	0.22	0.13	-0.08	-0.07	-0.74	-0.14
24h	$H_2$	0.56	-0.04	-1.40	0.42	0.69	-0.07
	$H_3$	0.63	-0.41	-0.98	0.42	0.70	0.22
	$H_1$	0.24	-0.09	-0.06	-1.65	-0.24	0.87
3d	$H_2$	-0.42	-0.74	-0.64	0.00	1.34	-0.28
	$H_3$	-0.31	-0.63	0.23	0.06	0.95	-0.55
5d	$H_1$	0.09	0.79	-0.16	-1.49	-0.48	1.34
	$H_2$	-0.03	0.30	-0.37	0.25	0.22	-0.63
	$H_3$	0.07	0.89	-0.06	0.22	-0.14	-0.90
7d	$H_1$	0.61	0.28	-0.75	-1.05	0.10	0.71
	$H_2$	-0.50	-0.41	-1.27	0.23	-0.08	-0.58
	$H_3$	-0.81	0.00	-0.61	-0.09	-0.09	-1.25



图 3 流域不同时段下  $D_i$ 空间分布图 Fig.3 The spatial distribution of discordance measurement for different durations in the Huaihe River basin



图 4 淮河流域一致区的划分及空间分布图 Fig.4 The spatial distribution of the hydrometeorological homogeneous areas in the Huaihe River basin

#### 3.2 一致区内最优频率分布曲线结果分析

表 2 给出了 24h 时段下一致区内两种拟合优度检测结果。由表 2 可知:在 1 区内,GLO、GEV 和 GNO 三种分布通过了 Z 值检验,其中 GEV 分布的 Z 绝对值最小,从 Z 值判断 GEV 为最优分布;通过 Z 值检验的三种分布中,GEV 的 RMSE 最小,从 RMSE 判断 GEV 为最优分布;综合两个统计指标,1 区内的最优分布为

GEV。同理可知 2 区、4 区、5 区和 6 区的最优分布分别 为:GNO、GEV、GLO 和 GEV。在 3 区内,GLO 分布的 *Z* 绝对值最小,且明显小于 GEV 的 *Z* 绝对值;GEV 的 *RMSE* 最小为 0.050,但与 GLO 的 *RMSE*(0.053)相差不 大,两个指标综合判断 3 区内的最优分布为 GLO。按 照相同的方法,可以得出流域 24h、3d、5d 和 7d 时段 下 6 个一致区内的最优分布,其结果见表 3。

除了选用 MC 模拟 Z 值检验之外,线性矩系数相 关图也是一种常用的确定最优分布的方法。通过判断 区域线性矩系数与候选分布的线性矩系数来确定最优 分布,区域系数越接近哪个分布,哪个分布就为最优分 布。本文通过该系数进一步判断和验证最优分布。从图5 的线性矩系数散点图可以看出,24h 时段下 6 个一致 区的最优分布与两个统计指标检测的结果一致。比如 3d 时段下 5 区内,GNO 和 GEV 的 Z 绝对值和 RMSE 分别为 0.34 和 0.14,0.034 和 0.037,利用两个指标判 断两种分布都可作为最优分布。但是结合线性矩系数 图及其分布走向看出,GEV 分布更好一些;同时考虑 到相邻时段及相邻一致区间的分布尽量保持较小的跳 跃性(5 种分布尾部厚重依次为 GLO、GEV、GNO、GPA 和 PE3),综合判断 GEV 为最优分布。

第36卷

	Tuble2 The	results of me and	TEMOLI Incubarente	in for 21 nour du	fution in the fitual	ne fuiver busin				
<b></b> か 训 た <del>物</del>	公本	水文气象一致区								
个业 八小 1日 女人	נור נל	1 🗵	2 🗵	3 🗵	4 🗵	5 🗵	6 🗵			
Ζ	GLO	1.23	2.75	0.35	1.25	0.14	1.57			
	GEV	-0.34	0.71	-0.86	-0.73	-1.13	-0.4			
	GNO	-0.8	0.12	-1.53	-1.24	-1.56	-1.23			
	GPA	-3.99	-4.03	-3.93	-5.28	-4.16	-5.2			
	PE3	-1.7	-1.04	-2.7	-2.27	-2.37	-2.75			
Zmin 的	的分布	GEV	GNO	GLO	GEV	GLO	GEV			
RMSE	GLO	0.055	0.075	0.053	0.046	0.053	0.058			
	GEV	0.034	0.056	0.050	0.038	0.056	0.045			
	GNO	0.042	0.048	0.059	0.042	0.060	0.049			
	GPA	0.087	0.079	0.103	0.101	0.117	0.091			
	PE3	0.060	0.048	0.081	0.058	0.078	0.066			
<i>RMSE</i> min	的分布	GEV	GNO	GEV	GEV	GLO	GEV			

表2 淮河流域一致区内MC和RMSE检测结果 (24h) Table 2 The results of MC and RMSE measurement for 24-hour duration in the Huaihe River basin

表3 淮河流域不同时段下一致区内最优频率分布曲线 Table3 The results of the goodness-of-fit measurement for different duration in Huaihe basin

时段	一致区内最优分布									
	1 🗵	2 🗵	3 🗵	4 🗵	5区	6 🗵				
24h	GEV	GNO	GLO	GEV	GLO	GEV				
3d	GEV	GEV	GLO	GEV	GEV	GEV				
5d	GEV	GEV	GEV	GEV	GNO	GEV				
7d	GEV	GEV	GLO	GEV	GEV	GNO				

#### 3.3 一致区流域站点的频率估计值结果分析

根据地区共有的地区频率因子和本地的降雨特性 进行叠加可以求出流域任一站点的各时段不同重现期 下的频率估计值。极值降雨频率估计值的大值主要分 布在流域的西南和东北山区,与实际观测的站点记录 相一致。由于篇幅有限,本文以5区为例,给出各个时 段下的不同重现期的频率估计值,结果见表4。由表可 知:频率估计值的总体趋势是随着时段的增加而增 加,在同一时段下,随着重现期的增加而增加。但同时 从表4发现,当重现期较大时,不同时段的估计值会出 现异常。比如商丘站点在500a重现期下,24h的频率 估计值358.7mm大于3d时段的347.6mm。异常值主 要是由不同时段选择的最优分布函数不同等原因造成 的,本文的后续研究将会对多时段一致性的检验和纠 正进行重点讨论和研究。



图 5 淮河流域偏态和峰度系数关系图(24h) Fig.5 The L-moment ratio plot between  $L-C_s$  and  $L-C_k$  for 24-hour duration in the Huaihe River basin

点的极值降水频率估计值。综合考虑地形、水系等因 素,基于气象成因和水文统计将研究区划分为6个子 区。各个子区各时段都通过了异质性和不和谐检测,为 可接受的水文气象一致区。接着利用 MC、RMSE 和线 性矩系数图综合判断得出不同时段下各一致区内的最 优频率分布。其中,24h 时段下6个一致区的最优分布

4 小结

本文利用水文气象分区线性矩法计算淮河流域站

#### 表4 5区内站点极值降雨频率估计值 (mm)

Table4 The quantile estimates of the extreme precipitation for different durations and return periods in Region 5

* 5	极值降雨频率估计值(24h)										
山口	2a	5a	10a	25a	50a	100a	200a	500a	1000a		
商丘	100.3	126.8	149.3	184.0	214.9	250.6	292.5	358.7	418.5		
砀山	103.6	131.1	154.4	190.2	222.1	259.0	302.3	370.7	432.6		
徐州	118.6	150.0	176.7	217.7	254.3	296.4	346.0	424.4	495.2		
亳州	112.5	142.3	167.6	206.5	241.1	281.1	328.2	402.4	469.6		
宿州	116.3	147.2	173.3	213.5	249.4	290.7	339.4	416.2	485.6		
蚌埠	108.7	137.6	162.0	199.6	233.1	271.8	317.3	389.1	454.0		
	极值降雨频率估计值(3d)										
商丘	116.5	150.9	178.0	215.0	244.1	273.8	304.9	347.6	381.2		
砀山	123.4	159.8	188.5	227.8	258.5	290.0	322.9	368.1	403.8		
徐州	142.7	184.8	217.9	263.4	298.9	335.3	373.4	425.7	466.9		
亳州	132.5	171.6	202.4	244.5	277.5	311.3	346.7	395.2	433.5		
宿州	145.6	188.5	222.4	268.7	305.0	342.2	381.0	434.3	476.4		
蚌埠	138.3	179.2	211.3	255.4	289.9	325.2	362.1	412.8	452.7		
				极值降雨频	率估计值(5d)						
商丘	131.7	170.9	201.7	244.0	277.0	310.8	346.2	394.7	433.0		
砀山	142.8	185.3	218.7	264.5	300.3	336.9	375.3	427.9	469.3		
徐州	163.6	212.3	250.6	303.1	344.1	386.1	430.0	490.4	537.9		
亳州	154.5	200.5	236.7	286.2	325.0	364.7	406.1	463.1	508.0		
宿州	169.3	219.6	259.3	313.5	356.0	399.5	444.9	507.3	556.5		
蚌埠	160.5	208.3	245.8	297.3	337.5	378.8	421.8	481.0	527.6		
	极值降雨频率估计值(7d)										
商丘	147.7	191.8	226.6	274.4	311.7	350.1	390.2	445.3	488.8		
砀山	159.5	207.2	244.8	296.3	336.7	378.1	421.5	481.0	528.0		
徐州	180.0	233.8	276.3	334.5	380.0	426.8	475.7	542.9	595.9		
亳州	169.6	220.3	260.2	315.0	358.0	402.0	448.0	511.4	561.3		
宿州	182.9	237.6	280.7	339.8	386.1	433.6	483.3	551.6	605.4		
蚌埠	175.6	228.1	269.4	326.2	370.7	416.2	463.9	529.5	581.2		

曲线分别是 GEV、GNO、GLO、GEV、GLO、GEV。基于最 优分布计算出各站点一整套(不同时段不同重现期)的 极值降雨频率估计值。频率估计值的总体趋势是随着 时段的增加而增加,在同一时段下,随着重现期的增加 而增加。

虽然获取了研究区各站点一整套的极值降雨频率 估计值,但由于不同时段分布函数选择的不同及参数 化的不连续等原因造成多时段间的频率估计值出现异 常值,下一步的研究将会重点讨论和研究时空分布一 致性的检验和纠正。

参考文献:

[1] 林炳章.水文气象分区线性矩法及其在防洪设计标准研究中的应用[A].
 中国水利学会 2010 学术年会论文集 [C].郑州:黄河水利出版社,
 2010:261-269.(LIN Bingzhang. Application of hydrometeorological regional L-mometrs in design standards for flood control[A]. CHES

2010 Annual Conference Proceedings [C]. Zhengzhou: Yellow River Water Conservation Press, 2010:261–269. (in Chinese))

- [2] 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), 1990:105-124.
- [3] Greenwood J A. Probability weighted moment: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form[J]. Water Resources Research, 979,15(5): 1049–1054.
- [4] 金光炎. 矩、概率权重矩与线性矩的关系分析[J]. 水文, 2005,25(5):
   1-6.(JIN Guangyan. Analysis of relationship between moment, probability-weighted moment and Linear-moment [J]. Journal of China Hydrology, 2005,25(5):1-6. (in Chinese))
- [5] Delicadoa P, Goriab M N. A small sample comparison of maximum likelihood, moments and L-moments methods for the asymmetric exponential power distribution[J]. Computational Statistics & Data Analysis, 2008,52(3):1661–1673.
- [6] 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))

- [7] Hosking J R M, WALLIS J R. Regional Frequency Analysis: An Approach Based on L-moments [M]. UK: Cambridge University Press, 1997.
- [8] Lin B, Bonnin G M, Martin D, 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, U. S.A. 2006,12.
- [9] Wallis J R, Schaefer M G, Barker B L, et al. Regional precipitation frequency analysis and spatial mapping for 24-hour

and 2-hour durations for Washington State[J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2007,11(1):415-442

- [10] Yuehong Shao, Junmei Wu, Jinyin Ye, et al. Frequency analysis and its spatiotemporal characteristics of precipitation extreme events in China during 1951–2010[J]. Theor. Appl. Climatol., 2015,121(3–4):775–787.
- [11] 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, 2003,31 (2):207-211. (CHEN Yuanfang, WANG Qingrong, SHA Zhigui, et al. Application of Lmoment based regional flood frequency analysis method to middle and lower Yangtze River [J]. Journal of Hohei University, 2003,31 (2):207-211. (in Chinese))

## Frequency Analysis of Extreme Precipitation in Huaihe River Basin Based on Hydrometeorological Regional L-moments Method

SHAO Yuehong<sup>1</sup>, WU Junmei<sup>2</sup>, LI Min<sup>3</sup>

(1. College of Hydrometeorology, Nanjing University of Information Science and Technology, Nanjing 210044, China;

2. Kunshan Meteorology Bureau, Kunshan 215300, China; 3. Haimen Meteorology Bureau, Haimen 226100, China)

**Abstract:** Taking the Huaihe River Basin as the study object, frequency analysis of extreme precipitation was analyzed by means of the regional L-moments method in this paper. The results show that six hydrometerological homogeneous regions are formed based on the meteorological factor and hydrological statistical properties, which pass the heterogeneity and discordance measurement. Next, we determined the optimum distribution from different durations for each region using Monte Carlo simulations, the root mean square error and L-moment ratio diagram. The optimum distributions for the 24-hour duration are GEV, GNO, GLO, GEV, GLO and GEV. A complete set of quantile estimates for various durations (24-hour, 3-day, 5-day and 7-day) and return periods (from 2-year to 1000-year) can be obtained by using regional L-moments method in the Huaihe River Basin. The highest frequency estimates were observed in the northeast Yimeng mountainous area, which is in the agreement with the observation. It provides a robust and reliable method for frequency analysis, which can be applied to other regions of China.

Key words: hydrometerological regional L-moments; extreme precipitation; frequency estimated value

(上接第 63 页)

#### Design and Application of Rainfall and Flood Information Query System Based on PDA

HU Jianwei

(Bureau of Hydrology, MWR, Beijing 100053, China)

Abstract: Development of water resources informatization has made it possible to get real time hydrological information for flood control. This paper introduced the design of the rainfall and flood information query system based on PDA. The system can realize the query function for hydrological information and rain-graph at any time and place based on the real-time hydrological information database, mobile network technology and PDA devices, which will provide technical support for flood control and on-site command decisions.

Key words: rainfall and flood information; PDA; query; design