

淮河洪峰与致洪暴雨*

李国杰 张业雯 徐东明

(安徽省气象科学研究所, 安徽 230061)

马红 周晓林

(安徽省气象台, 安徽 230061)

摘 要 本文从气象与水文角度, 首先研究淮河关键地段(王家坝)水位变化规律和洪峰出现的特征, 并从数理统计理论上对超定量出现次数和洪峰数值进行了随机变量的独立性检验, 然后求出淮河洪峰遵从的概率分布, 并定性和定量地给出超定量大小与超定量历时关系。最后, 结合多年气象资料分析, 指出洪峰出现与淮河致洪暴雨有密切关系。

关键词 洪峰 概率分布 致洪暴雨

1 引言

淮河发源于河南桐柏山区, 流经豫、皖、苏、鲁四省, 河道走势几乎平行于江淮分水岭。由于淮河流域自然地理条件复杂, 支流众多, 干流沿岸湖泊星罗棋布, 行、蓄洪区调蓄能力差, 一旦连降暴雨, 洪水骤发, 如1991年淮河流域遭遇特大洪水是世人难忘的历史事件, 因此, 研究淮河致洪暴雨意义重大。

对淮河防洪来说, 王家坝水位超过警戒水位(26.5 m), 将面临严重威胁。是否出现洪峰不仅是防汛的大事, 而且是预报的重要任务。本文以1954年以来的水文和气象资料分析为基础, 研究王家坝水位变化和洪峰出现规律。然后, 发现超警戒水位记录蕴藏着比较多的信息量, 从而, 引发研究洪峰出现规律及洪峰与强降水关系, 为制作洪峰预报奠定基础。

2 王家坝水位变化特征

2.1 王家坝水位变化与淮河有关的水文站资料比较

王家坝水文站处于豫、皖两省交界处, 是淮河上、中游结合部, 为防洪关键地段。根据淮河流域防汛水情手册¹⁾提供的流域历史大洪水年简况看, 王家坝、洪河口、三河尖、正阳关、润河集、息县各站逐日平均水位过程曲线趋势基本一致, 因上下游效应, 各站曲线的峰、谷值, 略有漂移, 又因自西向东各站海拔高度的下降, 上游站比下游站水位均偏高。见图1。

1995-02-28收到, 1995-08-24收到修改稿

* 85-906-06国家攻关课题支持项目

1) 水利部治淮委员会水情处, 1988, 淮河流域防汛水情手册

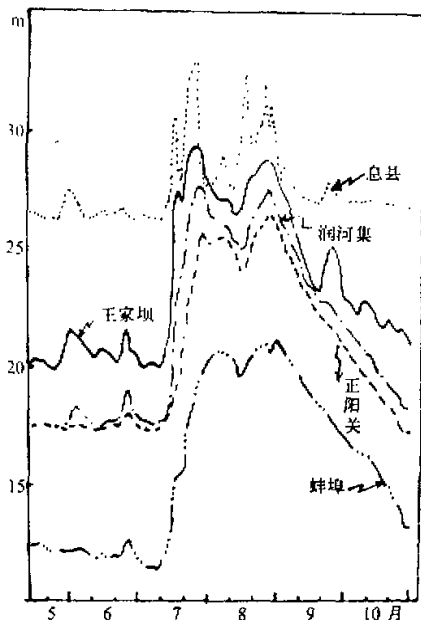


图1 1982年逐日平均水位过程线图

征,即:进入汛期后,水位很快进入高水位阶段,汛期结束后,水位迅即猛降。汛期降水时间的长短决定了高水位阶段维持的长短。进入高水位期,水位演变多数呈波动型多峰状,只有1960、1968和1969三年呈单峰型。资料表明单峰型不一定水情不严重,1968年7月18日的洪峰超警戒水位4.3 m,且维持时间达半月之久。

资料表明,历史上高水位年份多数出现在正常和多水年份,且洪峰水位有连续偏高现象,即使存在涨落,也是处在超水位的范围。这样形成超水位过程能够延续相当长时段,例如1954和1956年均超过40 d。因此,水势越重,威胁性越大。以上分析,反映了淮河天然洪水的固有特征。

3 洪峰与降水

3.1 几个定义

为讨论方便,有必要将有关的概念事先加以明确。

已知淮河王家坝警戒水位26.5 m作为基本水位。现规定超过警戒水位的一次记录,简称为一次“超水位”记录。水位序列中,连续超警戒水位的一段称超水位过程,这段的天数称超水位长度(日数)(见图2)。在这个过程中,峰值处即称洪峰,洪峰对应的超水位数值称超定量 x ,即 $x = R$ (实际水位) - L (警戒水位)。年最大超定量即为一年中最大的一次洪峰超定量值。在处理资料中,在同一超水位过程中,若遇双峰现象,取一个主峰作为洪峰。多峰型年即指一年汛期中出现多次洪峰,如1980和1987年汛期

2.2 王家坝水位演变的气候特征

2.2.1 旱年和涝年的水文状况

根据安徽省干旱分析研究,安徽省解放以来有一级大旱两年(1978、1966)、二级大旱四年(1967、1976、1968、1958)、三级大旱四年(1961、1986、1988、1959)。在我们选取的14年水文资料中,只包含属于大旱的两年,即1968年和1986年。在这二年中,每年只出现一次超警戒水位过程。虽然1968年超警戒水位过程只有一次,但洪峰却比较严重。总的来说,在大旱年中,淮河流域水情一般是不严峻的,因此,本文选取水情分析的样本,基本上是属于正常年和多水年的。

2.2.2 年水位演变统计特征

鉴于历年汛期以5~7月为主,因此,各年的水位统计时段取5月1日至8月底。各年水位演变具有共同的涨落特征,

各出现六次洪峰。

3.2 洪峰与连续性强降水

本文仍从“致洪暴雨”概念出发^[1], 全面考虑洪峰与降水的面、时、深关系。降水资料规定在关键区(河南南部与安徽北部)内有两站以上的暴雨($> 50 \text{ mm}$)为一次暴雨日(一级), 以此类推, 共分为大~暴(二级), 中~大(三级), 小~中(四级)。利用图表法, 分析了洪峰与降水过程的关系, 概括如下:



图2 超水位过程示意图

1. 每年第一次超水位过程前, 有一次比较明显的连阴雨过程, 大多数有 2 d 区域性强暴雨。由此开始, 进入高水位阶段。

2. 一次洪峰前, 必须有一次强降水过程。大范围特大暴雨($> 100 \text{ mm/d}$)使洪峰来得快, 一般强度的暴雨虽范围较大, 但洪峰来得仍迟缓, 往往降水停止 1 至 2 d 洪峰才来临。

3. 洪峰发生前虽然 3~4 d 无降水, 资料可看出前期仍有降水过程, 属于间断性暴雨或强度不大, 或影响区范围较小。

总之, 淮河流域范围远小于长江、黄河, 它可自成一个独立的水循环系统, 因此洪峰对致洪暴雨的响应明显且快。这里定义淮河致洪暴雨的标准是: 当王家坝水位 $L \geq 21 \text{ m}$ 时, 淮河上中游的特定范围一定曾发生一次区域性强降水过程, 其间起码有 2 d 成片暴雨日出现。洪峰一般出现在降水过程结束期。当致洪暴雨严重时, 洪峰来得快, 洪峰后滞时间短, 大致一天。分析出洪峰与关键区强降水这种密切关系是做好连续性强降水和洪峰预报的基础。

4 洪峰水位的统计分析

4.1 随机变量间的随机联系

为了讨论洪峰出现次数及超定量数值的统计规律, 并模拟出参数, 首先研究超定量数值间的随机联系。

为推导超定量值 $x_i (i = 1, 2, \dots, v)$ 及最大超定量值 $Z(t)$ 的概率分布, 现假定超定量 x_i 是独立和同分布的随机变量, 这样便可采用序列相关基础上的 Wald-Wolfowitz 独立性检验。其作法:

对于实测的超定量值 $x_1, x_2, \dots, x_v$, 构成序列 $x'_i = x_i - \bar{x} (i = 1, 2, \dots, v)$, 并建立统计量

$$R = \sum_{i=1}^v x'_i x'_{i+1} + x'_v x'_1 \quad (1)$$

R 的数学期望 $E(R)$ 和方差 $D(R)$ 可证明为

$$E(R) = \frac{S_2}{v-1}, \quad (2)$$

$$D^2(R) = \frac{S_2^2 - S_4}{v-1} + \frac{S_2^2 - 2S_4}{(v-1)(v-2)} + \frac{S_2^2}{(v-1)^2} \quad (3)$$

其中

$$S_r = \sum_{i=1}^r x_i^r.$$

标准化变量为

$$R^* = \frac{R - E(R)}{D(R)}.$$

Wald 和 Wolfowitz 又证明 R^* 的渐近分布是标准高斯分布

$$P(R^* < x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt, \quad (4)$$

如果 $|R^*| > 2$, 则拒绝独立性的假设; 否则认为接受假设。

对淮河王家坝 1954 至 1993 年共 39 年水位资料, 每年取 5 至 7 月时段, 共有 $n (=41)$ 个超警戒水位样本数, 于是, 求得 $R=0.1176$ 。所以, $|R^*| < 2$ 时, 应接受独立性假设。

4.2 超定量的统计分析

国外有人分析超定量 $x_1, x_2, \dots, x_v$ 的概率分布一般是 Γ 分布, 亦有指数分布的¹⁾。根据我们的样本分析, 淮河王家坝水位超定量的分布是瑞利分布, 这种分布的特点是分布曲线在高值区一端衰减更快, 见图 3。其分布是

$$P(x_i < x) = H(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x^2}{2\mu^2}\right), \quad (\mu = \sqrt{\frac{2}{\pi} \bar{x}}) \quad (5)$$

为证明其成立, 现假设 H_0 是所有超定量值形成一个具有分布函数为(5)式所表示的瑞利分布集, 参数 μ 的估计值为 $\mu=1.52(\text{m})$, 作出超定量的经验分布函数 $H_n(x)$, 并计算统计量

$$D_n = \sqrt{n} \sup |H_n(x) - H(x)| = 0.49. \quad (6)$$

查 D_n 的极限分布表, 当 $Q(\eta)=0.9$ 时, $\eta=1.22$, 所以 $D_n < \eta$, 根据柯尔莫哥洛夫定理, 接受 H_0 假设 (极限分布表见参考文献[3])。

4.3 年洪峰出现次数的统计规律

根据淮河王家坝水位资料, 仍取每年 5、6、7 三个月的时段, 年洪峰实测次数 V 也是一个随机变量, Zelenhasic 证明 V 的分布一般近似非齐次的泊松分布^[2,3], 即

$$P(V=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad (7)$$

式中 λ 是所取时段内超定量数目年平均值 ($\lambda=1.32$)。

1) 华东水利学院, 1977, 国际水文动态 (二), 99~114

下面用 χ^2 检验证明超定量数目遵从泊松分布。为此编制表 1，表中 K 为年洪峰出现次数， V 表示洪峰年份的实测数日， NP_k 是根据泊松分布计算出来的前述年份数目的理论值 ($N=31$)。计算统计量

$$\chi^2 = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(V_k - NP_k)^2}{NP_k} = 0.7378, \quad (8)$$

对于有自由度为 3 的 χ^2 分布表的数值表明，变量的随机性质使得在约有 85% 的情形中超定量要高于给定的值，因此，接受拟合的泊松分布，这样，我们所研究的样本超定量的数目服从一个以 $\lambda=1.32$ (次/年) 为参数的泊松分布。

4.4 最大超定量的统计分析

设

$$Z(t) = \sup_{1 \leq i \leq V} \{x_1, x_2, \dots, x_V\}, \quad (9)$$

$Z(t)$ 是全年所取时段内最大超定量值。

设超定量 $x_1, x_2, \dots, x_V$ 相应的随机变量序列样本为

$$x_1^* \leq x_2^* \leq \dots \leq x_V^*,$$

如果 $H(x)$ 是随机变数 x_i 共同的累积分布函数，则易得

$$P(x_V^* < x) = [H(x)]^V, \quad (10)$$

因此

$$P(Z(t) < x | x = k) = [H(x)]^k. \quad (11)$$

因为年最大超定量的分布只有在超定量存在时才有意义，设 $F_t(x)$ 是随机变数 $Z(t)$ 在至少有一个超过基本水位的条件下的条件累积分布

$$F_t(x) = P[Z(t) < x | V > 0] = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} [H(x)]^k P(V=k)}{P(V>0)}, \quad (12)$$

因为 $H(x) = 1 - e^{-x^2/2\mu^2}$ 和 $P(V=k) = (\lambda^k/k!)e^{-\lambda}$, ($k=0, 1, 2, \dots$)，代入(12)式求出

$$F_t(x) = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} [(1 - e^{-x^2/2\mu^2}) \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}]}{1 - P(V=0)} = \frac{e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{[\lambda(1 - e^{-x^2/2\mu^2})]^k}{k!}}{1 - e^{-\lambda}} = \frac{e^{-\lambda e^{-x^2/2\mu^2}} - e^{-\lambda}}{1 - e^{-\lambda}}. \quad (13)$$

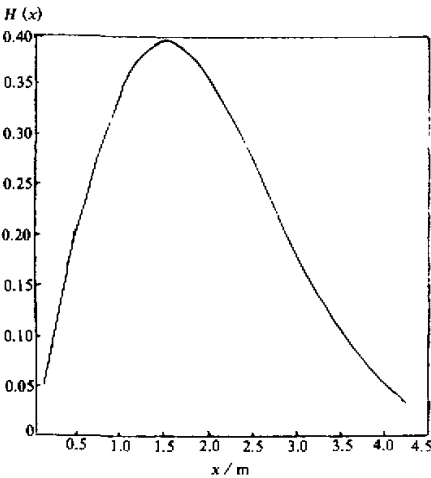


图 3 超定量分布函数 (瑞利分布)

表 1 K 、 V 与理论值 NP_k 之间的关系

K	V	NP_k
0	10	8.26
1	9	10.92
2	7	7.22
3 或 3 以上	5	4.59

此式即为最大超定量的条件累积分布函数, 其中参数 λ 的估计值 $\hat{\lambda} \approx 1.32$, $\mu = 1.52$ 。

为证明其成立, 假设年最大超定量值的累积分布函数 H_0 为(13)式所表示, 作出最大超定量 $Z(r)$ 的经验分布函数 $F_i^*(x)$, 并计算统计量

$$D_n = \sqrt{n} \sup |F_i^*(x) - F_i(x)| = 0.66,$$

查 D_n 的极限分布表 (略), 当取 $Q(\eta) = 0.9$ 时, $\eta = 1.22$, 所以 $D_n < \eta$, 根据柯尔莫哥洛夫定理应接受 H_0 假设, 并且可知假设的分布与实际情况符合很好。

图 4 给出了年最大超定量的条件累积分布函数曲线。图中看出年最大超定量在 3.5 m 以下的占 80%, 2.5 m 以下的几乎占 60%, 超过 4 m 的严重水情年份是少的。

4.5 超定量大小与超定量历时关系

现在研究超定量大小 x (m) 与超定量历时 y (d) 之间的随机联系, 点聚图如图 5, 由图可见 x 和 y 的线性关系较显著, 故假设 $y = ax + b$, 由回归分析定出系数 a 和 b , 且得到 $y \approx 5.3x$ 。

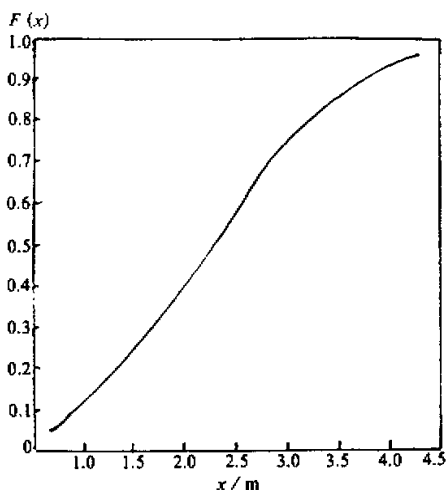


图 4 年最大超定量条件累积分布函数曲线图

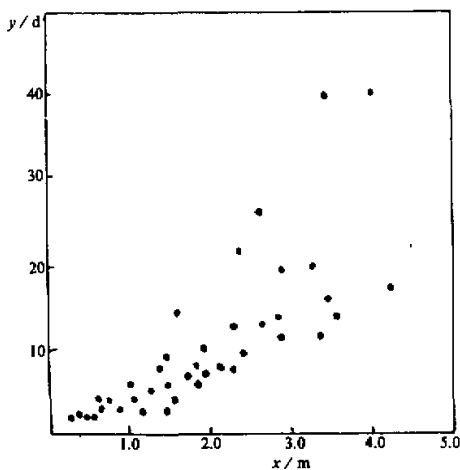


图 5 超定量大小(x)与超定量历时(y)点聚图

5 总结与讨论

(1) 致洪暴雨对洪峰的影响, 对不同的江河具有不同的特点, 淮河流域范围远小于长江、黄河, 它可自成一个独立的水循环系统, 因此, 研究淮河洪峰与致洪暴雨关系比较容易从整体考虑。从防洪角度来看, 这个问题也是十分重要的。

(2) 通过对超定量及超定量次数的统计分析, 恰当地找到它们的统计分布函数, 不仅有理论研究意义, 而且, 为防洪决策提供可靠依据。

(3) 通过统计分析得到洪峰强度与其维持时间之间的定量关系, 对水文和气象预报及防洪工程调度都有实用参考价值。

参 考 文 献

- 1 章淹等, 1991, 三峡洪峰与强降水, 南京大学学报, 1991 年自然灾害成因与对策专辑, 148~154.
- 2 中国科学院计算中心概率统计组, 1977, 概率统计计算, 北京: 科学出版社.
- 3 中国科学院数学研究所概率统计室, 1974, 常用数理统计表, 北京: 科学出版社.

The Relationship between Flood Peaks and Flood-Making Torrential Rain in Huaihe River

Li Guojie, Zhang Yewen and Xu Dongming

(Anhui Research Institute of Meteorology, Hefei 230061)

Ma Hong and Zhou Xiaolin

(Anhui Meteorological Observatory, Hefei 230061)

Abstract In this paper, to make the strategic decision for flood control the variations of water level and the features of flood peak in the key areas (neighbouring Wangjiaba Dam) of the Huaihe River are studied from hydrological and meteorological points of view. In the study of both probability and statistical analyses we mainly obtained in four aspects of its probability distribution and parameter estimates. Otherwise, with the analyses of data set we confirmed that flood peaks are in close relationship with flood-making torrential rains.

Key words flood peak probability distribution flood-making torrential rain