第 28 卷 第 3 期
2009 年 9 月

暴雨灾害
TORRENTIAL RAIN AND DISASTERS

Vol.28 No.3
Sep. 2009

郑小华,屈振江,栗珂.基于随机过程理论的长江巨洪发生概率预测模式与应用.暴雨灾害,2009,28(3):266-270.

基于随机过程理论的长江巨洪发生概率预测模式与应用

郑小华 [1],屈振江 [1,2],栗 珂 [1]

(1.陕西省气象局,西安 710015;2.南京大学大气科学系,南京 210093)

摘 要:根据长江流域 1849—1998 年发生的巨洪资料序列,通过正态性、独立性等统计检验,确定序列的性质;然后,利用平稳独立随机过程理论建立概率预测模式,对长江流域巨洪发生概率作出研究性预测。结果表明,根据 1849 年以来长江巨洪资料样本,建立的巨洪发生间隔时间资料序列经对数变换后使原序列的线性和平稳性得以改善,有利于预报信息的提取;根据巨洪资料序列的性质,用平稳独立随机过程理论建立概率预测模式是合理的,制作长江巨洪发生概率预报是可行的;预计下次巨洪可能在 2019 年前后发生,2018 年发生概率为 59%,2019 年发生概率为 61%。

关键词:长江巨洪;概率预测;平稳独立过程

中图分类号:P338 文献标识码:A 文章编号:1004-9045(2009)03-0266-05

1 引言

长江是我国的第一大河流。长江流域资源丰富、土地肥沃,特别是其中下游地区是我国社会经济最发达的地区之一。然而,长江流域也是洪水灾害严重而频繁发生地区。20 世纪以来,长江发生过 5 次特别大的洪水灾害,每次洪灾都造成极其惨重的损失[1]。其中,1998 年长江遭遇建国以来仅次于 1954 年的特大洪水,国家动用大量人力物力进行了近 3 个月的抗洪抢险,调用抢险物资折合人民币 130 多亿元,高峰期参加抢险的群众有 670 万、军队达数 10 万[2]。长江洪水乃中华民族心腹之患。因此,开展长江巨洪预测的深入研究,对洪水预警、抗洪减灾、社会和谐和生产发展有着十分重要的意义。

目前,我国中长期水文预报,一般采用回归分析、周期叠加、时间序列等统计方法[3,4]。如冯利华等[5]对长江巨洪与太阳黑子活动、El Nino 事件、青藏高原大震/大雪的相关关系进行过统计分析;栗珂[6]使用 Bernoulli 概率理论模式,对 21 世纪长江流域特大洪水发生概率做过统计推断;冯利华[7]还探讨了长江巨洪发生前的强信号。然而,上述研究工作以及我国中长期水文预报中,涉及到长江特大洪水发生概率的预测研究甚少。美国气象学会(AMS)发表的预报概率科学的新言论表明[8],理论上所有天气预报都应包含准确预报不确定概率数据,因此使用者可根据预报的不确定性高低来更好地作出决策。本文根据长江流域 1849 年以来发生的特大洪水资料序列,利用随机过程(Stochasitc Process)理论[9],建立预测模式,探讨长江流域巨洪发生概率预测方法和途径,给出未来长江流域巨洪发生概率的预测结果,为特大洪水预警和抗洪减灾提供决策参考。

2 资料序列

2.1 资料来源

从《中国水灾年表》(见中国水利国际合作与科技网,2008-07-23)中可见,1984—1992 年我国主要江河水灾发生的年份和灾情均有记载。对其进行考察发现,近 144 a(1849—1992 年)长江流域发生巨洪 7 次,加上 1998 年全流域特大洪水共 8 次。其中以 1954 年和 1998 年灾情最为严重,为百年一遇特大洪灾。

长江巨洪指长江全流域性特大洪水[4]。本文中的巨洪资料引自《中国水灾年表》。这里的巨洪,是指《中国水灾年表》中被划为 A 级的特大洪水,洪峰流量、最高水位,灾情记载都是历史上最高或最重的洪灾。其巨洪发生的年份和灾情记载见表 1。

2.2 资料预处理

据表 1 中 1849—1998 年长江巨洪发生年份的样本资料,得到表 2 中巨洪发生间隔时间 τ 资料序列$\{\tau_i\}$。

为了改善序列的线性和平稳性[10],对序列$\{\tau_i\}$按 $x_i=\lg\tau_i$ 进行对数变换得到$\{x_i\}$序列(表 2),预报信息可从该序列中提取。

3 序列检验

3.1 正态性检验

序列$\{x_i\}$是否服从正态分布,必须进行正态性检验。因为符合正态分布的序列在统计学中便于处理和求解。本文使用 КОЛМОГОРОВ 检验[11]对序列$\{x_i\}$进行

收稿日期:2009-07-16;定稿日期:2009-09-10

基金项目:陕西省科技攻关项目(2005K01-G19)资助

作者简介:郑小华,女,1978 年生,工程师,主要从事气象灾害研究工作。E-mail: zxh_qzj@126.com

表 1　1849 年以来长江巨洪发生年份及灾情记载

年　份	灾情记录
1849 (清道光 29 年)	长江中下游、太湖流域和淮河下游黑下河地区大水，江汉平原一片汪洋，洞庭湖区、鄱阳湖区堤防大多溃决，湘、鄂、赣、皖、苏、浙 6 省 150 余县受灾。
1860 (清咸丰 10 年)	宜昌洪峰流量约为 92 500 $m^3 \cdot s^{-1}$。枝城洪峰流量达 110 000 $m^3 \cdot s^{-1}$。该年洪水从 6 月中旬持续到 7 月下旬，还在 11 月出现一次罕见的后期洪水。
1870 (清同治 9 年)	洪水主要来自嘉陵江流域，北部洪峰流量受灾范围以四川盆地到长江中游平原湖区，约有 3 万平方公里的地方遭洪水淹没。湖北 30 多个州县受灾。
1931 (民国 20 年)	7—8 月发生流域大洪水。长江流域受灾面积达 15 万平方公里，中下游农田淹没 333.3 万多公顷，死亡 14.5 万人，灾民 2 800 多万人。武汉关最高洪水位达 20.20 m，武汉市区水深数尺至丈余，洪水持续 3 个月之久。
1935 (民国 24 年)	7 月 3—7 日，以湖北五峰为中心，发生持续 5 天的特大暴雨，导致长江流域区域性特大洪水在沣水、汉水中下游地区淹没农田 146.7×10^4 hm^2，受灾人口约 1 000 余万，死亡达 14.2 万人。
1954	7 月，发生百年罕见的全流域特大洪水，汉口最高洪水水位达 29.73 m，洪峰流量达 76 100 $m^3 \cdot s^{-1}$。受灾面积达 360 多万公顷，灾民 1 800 多万人，京广线 100 天不能正常通车。
1981	7 月，岷江、沱江、嘉陵江特大洪水，嘉陵江北碚站出现有实测记录以来最大洪峰，流量达 44 800 $m^3 \cdot s^{-1}$，长江干流上游同时大水，宜昌洪峰流量 70 800 $m^3 \cdot s^{-1}$；8 月，嘉、涪、渠江再次大水，四川 138 个县市遭灾，农田受灾 117.1×10^4 hm^2
1998	长江爆发继 1954 年以来第二次全流域性洪水。至 8 月中旬，长江干流湖北宜昌以下河段全线超过历史最高水位。8 月 17 日，沙市水位达 45.22 m，是历史最高水位，超警戒水位共持续 57 天，为历史之最。

表 2　近 1849—1998 年长江巨洪发生年份、间隔时间序列(τ_i)及其对数变换序列(x_i)

间隔时间	年份							
	1849	1860	1870	1931	1935	1954	1981	1998
τ_i	–	11	10	61	4	19	27	17
x_i	–	1.0414	1.0000	1.7853	0.6021	1.2788	1.4314	1.2304

正态性检验。

设 $F(x)$是序列$\{x_i\}$随机变量的理论分布函数，$F_n(x)$是其经验分布函数，根据 ГЛИВЕНКО 定理有

$$P\left[\lim_{n\to\infty}\sup_{-\infty<x<\infty}|F_n(x)-F_n(x)|=0\right]=1 \tag{1}$$

式(1)表明，统计量 $D_n=\sup\limits_{-\infty<x<\infty}|F_n(x)-F(x)|$是以概率为 1 的无穷小量，若取 $F(x)$为标准正态分布 $\Phi(x)$，实际计算时

$$D_n\approx\max_i|F_n(x_i)-\Phi(x_i)| \tag{2}$$

通过序列$\{x_i\}$各样本点考察 $F_n(x)$与 $\Phi(x)$的偏差，然后确定偏差最大值 D_n。显然，D_n 值应很小，即 $F_n(x)$与 $\Phi(x)$应十分接近。因 $\Phi(x)$是 x 的连续函数，由 КОЛМОГОРОВ 定理，对任意的 $\lambda>0$ 有

$$\lim_{n\to\infty}P(\sqrt{n}\,D_n<0)=Q(\lambda) \tag{3}$$

式(3)中，n 为样本容量；该式表明当 n 足够大时，可认为$\sqrt{n}\,D_n$ 近似地服从已知的极限分布 $Q(\lambda)$。于是，取信度为 α，令 $Q(\lambda)=1-\alpha$，求得满足分布 $Q(\lambda)$的临界值 λ_α，使用序列$\{x_i\}$求得统计量$\sqrt{n}\,D_n$。若$\sqrt{n}\,D_n\geqslant\lambda_\alpha$，序列$\{x_i\}$不服从正态分布；若$\sqrt{n}\,D_n<\lambda_\alpha$，序列$\{x_i\}$则服从正态分布。序列$\{x_i\}$中，样本容量 $n=7$，求得平均值 $\bar{x}=1.1\ 956$，标准差 $S=0.3\ 071$。采用 КОЛМОГОРОВ 检验可以计算出序列正态性检验的统计参数，其结果详见表 3。

表 3　序列$\{x_i\}$正态性 КОЛМОГОРОВ 检验

x_i	m_i	$F_n(x_i)$	$t_i=(x_i-\bar{x})/S$	$F(x_i)=\Phi(t_i)$	$D_i=\lvert F_n(x_i)-\Phi(t_i)\rvert$
0.6021	0	0.0000	–1.5998	0.0548	0.0548
1.0000	1	0.1429	–0.5273	0.2981	0.1552
1.0414	2	0.2857	–0.4157	0.3372	0.0515
1.2304	3	0.4286	0.0937	0.4641	0.0355
1.2788	4	0.5714	0.2241	0.5871	0.0157
1.4314	5	0.7143	0.6355	0.7389	0.0246
1.7853	6	0.8571	1.5894	0.9441	0.0870

表 3 中，x_i 是序列$\{x_i\}$从小到大排序的样本；m_i 为样本取值小于 x_i 的频数；$F_n(x_i)$为样本的经验分布函数，即样本小于 x_i 的频率(m_i/n)；t_i 为样本的标准化变换；$F(x_i)$为样本的理论分布函数，即样本取值小于 x_i 的概率 $\Phi(t_i)$。查正态分布表可得[12]，D_i 是用式(2)求得的各样本点上经验分布与理论分布的偏差值。

从 D_i 序列中挑选最大值 $D_n=0.1\ 552$，$\sqrt{n}\,D_n=0.4\ 106$，取 $\alpha=0.01$，依 $Q(\lambda)=1-\alpha=0.99$，查 D_n 极限分布表[12]得 $\lambda_\alpha=1.63$。因$\sqrt{n}\,D_n=0.4\ 106<\lambda_\alpha=1.630$，所以认为序列$\{x_i\}$服从正态分布。

3.2 独立性检验

在序列$\{x_i\}$中，x_i 之间的自相关关系有的显著，有的不显著。这就需要对$\{x_i\}$进行独立性检验。根据独立性检验结果，确定预测模式的类型。在最大似然的意义下，序列$\{x_i\}$的自相关系数为[13]：

$$R_k=\frac{2\sum_{i=1}^{n-k}(x_{i+k}-\bar{x}_k)(x_i-\bar{x}_0)}{\sum_{i=1}^{n-k}(x_{i+k}-x_k)^2+\sum_{i=1}^{n-k}(x_i-\bar{x}_0)^2} \tag{4}$$

式(4)中

$$x_0=\frac{1}{n-k}\sum_{i=k+1}^{n}x_i;\quad \bar{x}_k=\frac{1}{n-k}\sum_{i=1}^{n-k}x_i$$

k 为自相关的阶数,一般取 1,2,3,4。

用式(4)计算出序列$\{x_i\}$的 R_k,将$|R_k|$与信度为 α 的临界值$|R_k|_{2\alpha}$进行比较,若$|R_k|<|R_k|_{2\alpha}$,自相关关系不显著,认为$\{x_i\}$为独立序列;若$|R_k|\geqslant|R_k|_{2\alpha}$,自相关关系显著,认为$\{x_i\}$为非独立序列。

对序列$\{x_i\}$,用式(4)求得 $R_k(k=1,2,3,4)$分别为$-0.5\ 619$、$0.0\ 587$、$0.3\ 045$、$-0.3\ 234$。$n=7$,依$f_1=f_2=n-k-1$,取 $\alpha=0.05$,查$|R_k|$的临界值[13],$|R_k|_{2\alpha}(k=1,2,3,4)$分别为 0.669、0.729、0.805、0.900。将计算得到的$|R_k|$与临界值$|R_k|_{2\alpha}$进行比较,$|R_k|<|R_k|_{2\alpha}$,可认为各阶自相关关系均不显著,所以序列$\{x_i\}$为独立随机过程。

3.3 趋势检验

序列$\{x_i\}$是否存在确定性的主值部分,需要进行趋势检验。一般最简单的情况只考虑是否存在直线趋势。设直线趋势方程为

$$x_i^*=a+bU_i \tag{5}$$

式(5)中,$U_i=i-(n+1)/2$,用最小二乘法求得

$$\hat{a}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i;\quad \hat{b}=\sum_{i=1}^{n}x_iU_i\Big/\sum_{i=1}^{n}U_i^2 \tag{6}$$

假设序列$\{x_i\}$无直线趋势,则$\hat{b}=0$,那么期望值 $E(\hat{b})=0$;方差 $V(\hat{b})=\sigma^2/\sum_{i=1}^{n}U_i^2$,所以统计量

$$\frac{\hat{b}-0}{\sqrt{\sigma^2/\sum_{i=1}^{n}U_i^2}}=\hat{b}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}U_i^2}\Big/\sigma$$

服从正态分布

$$\hat{b}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}U_i^2}\Big/\sigma\sim N(0,1)$$

用 σ^2 的无偏估计

$$S_1^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2-\hat{b}\sum_{i=1}^{n}x_iU_i}{n-2} \tag{7}$$

代替 σ^2 得[13]

$$t=\frac{\hat{b}\sqrt{(n-2)\sum_{i=1}^{n}U_i^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2-\hat{b}\sum_{i=1}^{n}x_iU_i}} \tag{8}$$

自由度 $f=n-2$。

取信度为 α,依 $f=n-2$ 查 t 分布双侧分位数表得 t_α,若$|t|<t_\alpha$,序列$\{x_i\}$直线趋势不显著;若$|t|\geqslant t_\alpha$,序列$\{x_i\}$直线趋势显著。对序列$\{x_i\}$,用式(8)求得$\bar{x}=1.1\ 956$,$\hat{b}=0.0\ 329$,用式(6)求得$|t|=0.4\ 375$。依 $f=n-1=6$,取 $\alpha=0.05$,查 t 分布双侧分位数表[12]得 $t_\alpha=2.447$。因为$|t|=0.4\ 375<t_\alpha=2.4\ 470$,所以序列$\{x_i\}$直线趋势不显著。

经过上述一系列统计检验后,可认为序列$\{x_i\}$服从正态分布;第 1—4 阶自相关关系不显著;直线趋势亦不显著。序列$\{x_i\}$可视为平稳独立随机过程。

4 预测模式

4.1 概率预测基本思想

视序列$\{x_i\}$为随机过程,作为概率预报,是从巨洪发生间隔时间序列本身提取预报信息。在未来指定的时间内,给出巨洪发生概率;或在一定概率意义下,给出距下次巨洪发生的时间间隔 τ_{n+1}。

从序列$\{x_i\}$中求得 τ 的概率分布函数

$$F(\tau)=\int_0^{\tau}f(\tau)\mathrm{d}\tau \tag{9}$$

式中,$f(\tau)$为概率密度函数。这里,关键问题是序列$\{x_i\}$必须符合正态分布。$\{x_i\}$服从正态分布,即可求得 x 的正态概率理论分布函数 $\Phi(x)$,然后由 $\Phi(x)$推得 $F(\tau)$,这就是概率预测的基本思想。

4.2 平稳独立过程预测模式

将序列$\{x_i\}$看作平稳独立随机过程,则 $x_i\sim N(m,\sigma)$,x_i 之间相互独立,于是可分别用

$$\bar{x}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i;\quad S_1^2=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2 \tag{10}$$

作为 m 和 σ^2 的估计。

对于预报量 x_{n+1},因 $x_{n+1}\sim N(m,\sigma)$,且 x_{n+1} 与 $\bar{x}$ 相互独立,故 $x_{n+1}-\bar{x}$ 服从正态分布。其期望值和方差分别为

$$\begin{cases}E(x_{n+1}-\bar{x})=E(x_{n+1})-E(\bar{x})=0\\ V(x_{n+1}-\bar{x})=V(x_{n+1})+V(\bar{x})=\sigma^2(1+\frac{1}{n})\end{cases} \tag{11}$$

于是

$$x_{n+1}-\bar{x}\sim N(0,\sigma\sqrt{1+\frac{1}{n}})$$

即

$$\frac{x_{n+1}-\bar{x}}{\sigma\sqrt{1+\frac{1}{n}}}\sim N(0,1)$$

用 σ 的无偏估计 S_1 代替 σ 得统计量

$$t=\frac{x_{n+1}-\bar{x}}{S_1\sqrt{1+\frac{1}{n}}} \tag{12}$$

或用样本标准差 $S=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}$ 代替 S_1 得到统计量[13]

$$t=\frac{x_{n+1}-\bar{x}}{S_1\sqrt{\frac{n+1}{n-1}}}\quad (f=n-1) \tag{13}$$

统计量 t 的分布函数

$$F(t)=\int_{-\infty}^{t}T_{n-1}(t)\mathrm{d}t$$

其中 $T_{n-1}(t)$ 为 t 分布的密度函数,由此可得概率预报 $F(\tau_{n+1})=\Phi(x_{n+1})=F[t(x_{n+1})]$。即

$$F(\tau_{n+1})=P[t\leqslant t(x_{n+1})] \tag{14}$$

这样,在未来指定的时间间隔 τ_{n+1} 内,由式(14)得出巨洪发生概率的预测值。

在给定概率 P 的意义下,由于 $\int_{-\infty}^{t(p)}T_{n-1}(t)\mathrm{d}t=P$,$f=n-1$,反查 t 分布表可以得到 $t(P)$,于是,再通过式(13)可解得如下结果:

$$\begin{cases}\hat{x}_{n+1}=\bar{x}+t(P)S\sqrt{\frac{n+1}{n-1}}\\ \hat{\tau}_{n+1}=10^{\hat{x}_{n+1}}\end{cases} \tag{15}$$

这样,在给定概率 P 的意义下,由式(15)可求得下次巨洪发生的时间界限。

5 预测结果

5.1 发生概率

自从 1998 年长江发生全流域特大洪水之后,若要预测 2010 年巨洪发生的概率,即可采用 $\tau_{n+1}=12$,求 $\hat{F}(12)$。由序列$\{x_i\}$求得 $\bar{x}=1.1\ 956$,$S=0.3\ 709$。用式(13)求得 $t=-0.2\ 936$,依 $f=n-1=6$,查 t 分布表[12],得 t_{n-1} 的分布函数 $P(t\leqslant t_{n-1})=0.3\ 904$,于是由式(14)可得$\hat{F}(\tau_{n+1})=\hat{F}(12)=0.3\ 904$,即 2010 年长江巨洪发生的概率预测值为 0.3 904。同理,可得 2009—2030 年巨洪发生的概率预测结果$\hat{F}(\tau)$,详见表 4。

表 4 2009—2030 年长江巨洪发生的概率预测结果[$\hat{F}(\tau)$]

年代	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
τ	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
$\hat{F}(\tau)$	0.3569	0.3904	0.4228	0.4528	0.4813	0.5031	0.5333	0.5566	0.5785	0.5993	0.6187
	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32
	0.6356	0.6354	0.6692	0.6842	0.6980	0.7112	0.7229	0.7341	0.7447	0.7548	0.7645

从表 4 中可见,2015 年以前巨洪发生的概率$\hat{P}\leqslant$0.5 333;从 2016 年起巨洪发生的概率$\hat{P}\geqslant$0.5 566。另外,随机抽取 1860—1981 和 1860—1954 年$\{x_i\}$资料,用本文第 4.2 节中的方法建模,再分别对 1998 年和 1981 年巨洪发生概率进行后验。其后验结果$\hat{P}$分别为 0.5 343、0.7 076。可见,$\hat{P}$至少达到 0.5 343,巨洪才有可能发生。据此,可预测下次巨洪最早可能在 2015 年以后发生。

5.2 发生时间

在给定概率 $P(\%)$为 40、50、55、60、70、80、90 的意义下,使用式(15),可求得距下次巨洪发生的时间间隔$\hat{\tau}_{n-1}$ 的预测结果(表 5)。

表 5 给定概率意义下长江巨洪发生时间界限预测结果

预测要素	P/%						
	40	50	55	60	70	80	90
$\hat{x}_{n+1}$	1.0947	1.1956	1.2481	1.2964	1.4174	1.5611	1.7813
$\hat{\tau}_{n+1}$	12.4	15.6	17.7	19.7	26.1	36.4	60.4
对应年份	2011	2014	2016	2018	2025	2035	2059

由表 5 可知,在给定概率 $P\leqslant55\%$的意义下,$\hat{\tau}_{n+1}\leqslant$17.7,即 2016 年以前巨洪发生概率不会达到 55%以上;当 P=60%时,$\hat{\tau}_{n+1}$=19.7,即从 2018 年起巨洪发生概率可能达到 60%。据此推知,下次长江巨洪可能发生在 2018 年附近。

综上预测结果,并结合文献[13-14]中的预测结果,预计下次长江巨洪可能在 2019 年前后发生;2018 年发生的概率为 59%,2019 年发生的概率为 61%。该预测结果与文献[15]得出的 2019—2020 年可能发生巨洪的预测结果接近。

6 结论与讨论

(1)根据 1849 年以来长江巨洪资料样本,建立序列$\{\tau_i\}$,经对数变换得序列$\{x_i\}$,使原序列的线性和平稳性得到改善,有利于预报信息的提取。

(2)对序列$\{x_i\}$进行一系列统计检验,以判断序列的性质。统计检验的结果是,序列$\{x_i\}$服从正态分布;第 1—4 阶自相关关系均不显著;直线趋势亦不显著,可视为平稳独立随机过程。

(3)根据序列$\{x_i\}$的性质,用平稳独立随机过程理论建立概率预测模式是合理的,作出长江巨洪发生的概率预报是可行的。

(4)概率预测结果是,下次长江巨洪可能在 2019 年前后发生;预计 2018 年发生的概率为 59%,2019 年发生的概率为 61%。

将序列$\{x_i\}$看作平稳独立随机过程,在研究该过程时,可透过表面的偶然性,揭示出内在的必然性规律,并以概率形式来描述这些规律, 从偶然中探索必然,这正是随机过程论的科学性之所在。然而,该理论仅是从序列$\{x_i\}$中提取预报信息,未涉及巨洪发生的物理机制,这是统计预报不可回避的弱点。另外,由于受资料条件限制,目前只能收集到这些样本,研究工作只能根据现有的资料进行,使预测可信度受到影响。因此,所作的概率预报仅是初步的,还有待于今后在预测实践中加以检验,可望在积累更多资料样本的基础上,不断完善预测模式,提高预测水平。

参考文献:

[1] 冯利华,陈立人.20 世纪长江的 3 次巨洪[J].自然灾害学报,2001,10(1):8-11.

[2] 冯铁忱,吴群英.1998 年长江流域洪水灾情[J].人民长江,1999(2):28-29.

[3] 汤成友.现代中长期水文预报方法及其应用[M].北京:水利水电出版社,2008.

[4] 长江水利委员会.水文预报方法[M].北京:水利水电出版社,1993.

[5] 冯利华.长江巨洪前期物理因子的配置[J].地理科学,2002,22(04):502-507,29.

[6] 栗珂.长江流域特大洪灾发生概率的统计推断[G]//武汉区域气象中心.暴雨·灾害.北京:气象出版社,1997(1):71-78.

[7] 冯利华.长江巨洪的强信号探讨[J].地球物理学进展,2003,18(04):21-26.

[8] 李欣.AMS 发表预报概率科学新言论[N].中国气象报,2008-06-19(4).

[9] 布林斯基 A B, 施利亚耶夫 A H.李占柄,译.随机过程论[M].北京:高等教育出版社,2008.

[10] 项静恬,史久恩,周翠芳,等.动态和静态数据处理[M].北京:气象出版社,1991:75-76.

[11] 王梓坤.概率论基础及其应用[M].北京:科学出版社,1976:239-246.

[12] 中国科学院数学研究所.常用数理统计表[M].北京:科学出版社,1974.

[13] 徐钟济,魏公毅,宋良玉,等.地震发生时间的概率预报[J],地球物理学报,1974,17(1):51-72.

[14] 栗珂.El Nino 事件的概率预测研究[J].热带气象学报,2001,17(2):125-134.

[15] 杨学洪.大气、海洋与固体地球的能量交换[J].世界地质,2004,23(1):28-34.

Yangtze Large Flood Probability Random Process Model Prediction Research Based on the theory for stationary random processes

ZHENG xiao-hua[1], QU zhen-jiang[1,2], LI ke[1]

(*1.Shaanxi meteorological bureau, Xi'an 710015;*
2.Department of Atmospheric Sciences, Nanjing University, Nanjing 210093)

Abstract: According to the data series of 150 a (1849—1998) for large flood in Yangtze River basin, and through the statistical analysis of normality and independency, the properties of the data series are determined. Based on the theory for stationary random processes, research prediction of large flood occurrence probability in Yangtze River basin is obtained. Results show that the interval time data series established according to the data samples of large flood in Yangtze River basin from 1849 are improved in linearity and stationarity via logarithmic transformation, which is benefit to the extraction of forecast information. According to the properties of the data series for large flood, it is reasonable to establish possibility prediction modes based on the theory for stationary random processes, and the probability forecast of large flood in Yangtze River basin is feasible. The next large flood will perhaps happen around 2019, and the occurrence possibility of large flood is 59% in 2018 while 61% in 2019.

Key words: Large flood in Yangtze River basin; Possibility prediction; Stationary independence process