

# 一种新的洪水随机模拟模型的应用

陈元芳, 王文鹏, 陈国新, 陈奥密

(河海大学水文水资源学院, 江苏 南京 210098)

**摘要** 将俄罗斯水文学者 Khristoforov 等建立的一种能反映洪水涨快落慢特性的随机模拟模型应用于钱塘江流域衢江衢县站汛期洪水流量过程模拟, 并提出了模型参数的提取方法, 同时对参数的分布线型进行了统计检验, 对模拟结果分别进行了长、短序列不同时段洪峰洪量统计特性的实用性检验. 结果表明, 该模型能够通过实用性检验, 模拟出的汛期洪水流量过程线能较好地反映实际洪水变化特性; 与传统且常用的相关解集模型及季节性 AR(1)模型相比, 该模型所用参数大为减少, 而且模拟效果也优于以上 2 种模型.

**关键词** 随机模拟; 相关解集模型; 季节性 AR(1)模型; 实用性检验

**中图分类号** P333.6 **文献标识码** A **文章编号** 1000-198X(2008)01-0006-05

洪水随机模拟是随机水文学的重要组成部分, 也是水利水电工程进行防洪安全设计的一条重要途径. 根据建模思路和特点, 常用的由流量资料直接建立的洪水随机模拟模型可以分成 3 大类: 回归类、解集类和其他类<sup>[1-3]</sup>. 回归类模型均基于洪水流量在时序上的相依关系, 应用最为广泛的是季节性 AR(1)模型(以下简称 AR)<sup>[4-5]</sup>. AR 的优点是结构简单, 参数数量不多, 应用方便, 缺陷是只能描述可逆过程, 难以反映洪水过程的涨落不对称性. 解集类模型的基本思路是先模拟总量, 再将总量分解成分量. 文献[6-7]运用相关解集模型(以下简称 DIS)成功地模拟了单站洪水过程. 此类模型的主要优点是严格保证水量平衡, 但参数较多, 需要较多的信息量才能获得满意的模拟成果. 其他类模型比较常用的有散粒噪声模型<sup>[8]</sup>. 该模型虽能模拟出流量过程涨水与退水特性的差异, 但并不能很好地反映流量过程的变化特性<sup>[9]</sup>. 文献[10]也认为散粒噪声模型存在局限性. 为了简化计算, 散粒噪声模型将退水指数假定为常数, 这也不符合退水实际规律. 严格说来, 退水指数会随流量大小而变, 带有非线性特性<sup>[11]</sup>.

鉴于俄罗斯水文学者 Khristoforov 等<sup>[12]</sup>建立的一种新的描述汛期洪水流量过程变化的随机模拟模型(以下简称新模型)在表征流量过程涨快落慢特性及利用资料信息上具有其独到之处, 本文将之应用于钱塘江流域衢江衢县站汛期洪水流量过程模拟, 并与传统且常用的 AR 和 DIS 模型进行了比较分析. 该研究成果为今后在我国尤其是南方地区的山区型中小流域进一步应用新模型提供了参考.

## 1 新模型结构

Khristoforov 等<sup>[12]</sup>建立的模型把每年汛期流量随时间变化的过程  $Q(t)$  看作一个随机过程的现实, 时间  $t$  在时距  $[0, T]$  内一般以 1 d 或更短时段为步长,  $t=0$  为汛期起始时刻,  $t=T$  为汛期结束时刻, 洪水流量过程线  $Q(t)$  的近似表达式为

$$Q(t) = q_0 \varphi_0(t) + \sum_{j=1}^k q_j \varphi_j(t - t_j) \quad (1)$$

式中:  $q_0$ ——各年汛期基流流量;  $k$ ——各年汛期的洪峰数目;  $t_j$ ——第  $j$  次洪水的峰现时间;  $q_j$ ——第  $j$  次洪水独立的未受基流和先前洪水流量影响的洪峰流量值(以下简称洪峰流量);  $\varphi_0(t)$ ——基流的函数;  $\varphi_j(t - t_j)$ ——第  $j$  次洪水过程线的函数,  $t \leq t_j$  时表示洪水的涨水曲线,  $t > t_j$  时表示洪水的退水曲线.

Khristoforov 等<sup>[12]</sup>对一些国家(不包括中国)的 58 条河流洪水流量过程进行了随机模拟研究, 并得出了大部分河流可以利用  $\varphi_0(t) \equiv 1$  时的式(1)以及式(2)进行洪水模拟的结论.

$$\varphi(t - t_j) = \begin{cases} 0 & (t \leq t_j - \tau_j) \\ 1 + \frac{1}{\tau_j}(t - t_j) & (t_j - \tau_j < t \leq t_j) \\ \exp[-\alpha_j(t - t_j)] & (t > t_j) \end{cases} \quad (2)$$

式中： $\tau_j$ ——第  $j$  次洪水的涨洪历时； $\alpha_j$ —— $t_j$  时刻后的指数消退强度系数。

为了清楚起见，这里用图 1 表示第  $j$  次洪水流量过程。

关于模型中的参数，Khristoforov 等<sup>[12]</sup>认为 (a) 整个汛期，在一致性条件下，变量  $q_j (j = 1, \dots, k)$  是具有独立同分布的随机变量。(b) 变量  $\tau_j$  和  $\alpha_j$  是独立的，且在大多数情况下，它们与  $q_j$  之间在统计特性上不相关。在各年的整个汛期，变量  $\tau_j (j = 1, \dots, k)$  与  $\alpha_j (j = 1, \dots, k)$  都是独立同分布的。(c) 变量  $k$  服从泊松分布。对于具体年份中的一个汛期， $k$  值固定以后， $t_j (j = 1, \dots, k)$  可作为时段  $[0, T]$  内服从均匀分布的随机样本参数。(d)  $k, q_0, q_j, \tau_j$  和  $\alpha_j (j = 1, \dots, k)$  是模型中的 5 种参数，为了获得这些参数的估计值，应对已有观测的洪水过程线进行离析；对于汛期洪水性质相同的河流来说，利用这 5 种参数各自的概率分布函数来描述随机过程就可以了。

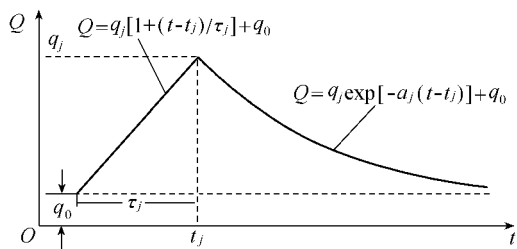


图 1 第  $j$  场洪水流量过程

Fig.1 Hydrograph of the  $j$  th-flood

## 2 新模型的应用

### 2.1 基本资料的收集与处理

考虑到我国南方山区型中小流域汛期洪水具有较强的涨快落慢特性，本文选取衢县站 1958 ~ 1989 年各年整个汛期的洪水资料。选样采用不固定日期法。资料处理的具体步骤是 (a) 根据流域概况和气候因素将汛期总历时  $T$  确定为 90 d。(b) 为了充分反映洪水过程的特性，又不至于使计算量太大，选用一个比较合适的  $\Delta t = 8 \text{ h}$  的时段长度。于是时段总数目（即截口数）为 270。(c) 对于每一年的洪水过程线，提取模型中的  $k, q_0, q_j, \tau_j$  和  $\alpha_j (j = 1, \dots, k)$  5 种参数值。

### 2.2 参数提取方法

#### 2.2.1 各年汛期的洪峰数目 $k$

洪水过程一般会出现 2 种类型，如图 2 所示。若涨洪上升的高度大于或等于洪峰高度的  $1/3$ ，则可认为是一次完整的次洪过程。因此，本文将图 2(a) 看成是 2 次次洪过程的叠加，而将图 2(b) 视为 1 次独立的次洪过程。

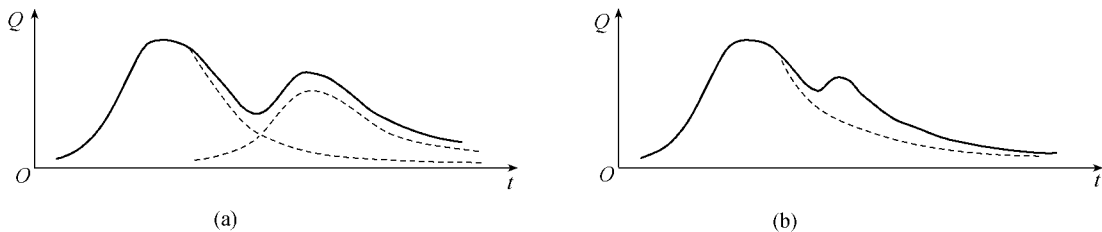


图 2 2 种类型的洪水流量过程线

Fig.2 Two kinds of flood processes

#### 2.2.2 各年汛期基流流量 $q_0$

相对于汛期流量，基流流量比较小，因此以年最小枯季流量作为当年的基流流量。

#### 2.2.3 洪峰流量 $q_j$

由洪峰对应位置的流量减去基流流量和前面洪水退水段在相应位置的流量即可得到。

#### 2.2.4 第 $j$ 次洪水的涨洪历时 $\tau_j$

新模型将洪水的起涨部分概化为一条快速上升的直线，以反映洪水涨快的特性。然而，实际的洪水过程线在起涨段一般不是一条规则的直线，如图 3 所示。既然是概化处理，只要拟合的直线  $bc$  与基流

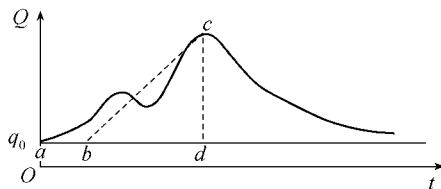


图 3  $\tau_j$  的提取

Fig.3 Extraction of duration of flood rise  $\tau_j$

和原起涨曲线  $ac$  所围成的上下 2 块面积大致相等,就认为起涨点  $b$  和起涨时间  $\tau_j$  的选取是合理的,  $bc$  之间的时段即为  $\tau_j$ .

2.2.5  $t_j$  时刻后的指数消退强度系数  $\alpha_j$

首先将第  $j$  次洪水退水段各截口的实测流量减去  $q_0$  和前面各场洪水在第  $j$  次洪水退水段各截口的相应流量,得到第  $j$  次洪水退水段各截口的实际流量  $Q_{ij}$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ,  $m$  为退水段截口数),然后再根据下式计算  $\alpha_{ij}$ .

$$\alpha_{ij} = (\ln q_j - \ln Q_{ij}) / \Delta t$$

(3)

式中:  $\alpha_{ij}$ ——第  $j$  次洪水退水段各截口的指数消退强度系数;  $\Delta t$ ——峰现时间  $t_j$  到退水段各截口  $i$  之间的时间间隔.  $m$  个  $\alpha_{ij}$  的平均值即作为第  $j$  次洪水的  $\alpha_j$ .

2.3 模型参数的分布检验及估计

2.3.1 各年汛期的洪峰数目  $k$  和峰现时间  $t_j$

$k$  的时间序列服从泊松分布,当  $k$  确定以  $t_j$  ( $j = 1, 2, \dots, k$ ) 服从  $U(0, m)$  的均匀分布,其中  $m = 270$ .

2.3.2 洪峰流量  $q_j$

新模型假设  $q_j$  为独立的时间序列.为了证明这一假设的正确性,必须对  $q_j$  进行独立性检验.  $q_j$  序列的均值  $Ex$ 、离势系数  $C_v$ 、偏态系数  $C_s$  可由概率权重矩法估计.假设检验结果证明,在显著性水平  $\alpha = 0.05$  时,通过率为 100%,可以接受  $q_j$  序列独立的原假设.

2.3.3 各年汛期基流流量  $q_0$

假定  $q_0$  序列服从均匀分布.假设检验结果证明,  $q_0$  在  $\alpha = 0.05$  时,  $\chi^2_{\alpha}(3) = 7.815 > 2.6740$ ,接受  $q_0$  服从均匀分布的原假设.

2.3.4 第  $j$  次洪水的涨洪历时  $\tau_j$  和  $t_j$  时刻后的指数消退强度系数  $\alpha_j$

假定  $\tau_j$  和  $\alpha_j$  服从 P-III 分布.假设检验结果证明,在  $\alpha = 0.05$  时,  $\chi^2_{\alpha}(12) = 21.03 > 19.0835$ ,接受起涨时间  $\tau_j$  服从 P-III 分布的原假设.对于退水指数  $\alpha_j$ ,也有类似结论.参数的  $Ex$ 、 $C_v$  和  $C_s$  由概率权重矩法估计.

2.4 模型的实用性分析

为进一步判断模型的优劣程度,对模型的模拟序列进行了实用性分析<sup>[13-14]</sup>.采用的检验方法是长序列法和短序列法.模型生成 10 000 a 汛期洪水序列和 500 组每组 32 a 汛期洪水序列分别作为长序列法和短序列法假设检验的“推论总体”,而将实测 32 a 资料作为从该总体中抽出的 1 个样本.检验主要内容有建模参数和洪水过程时段量特征.检验置信区间为 500 组样本均值  $\pm 1$  个均方差.

2.4.1 模型参数的长、短序列检验

由表 1 可见,除了参数  $k$ 、 $q_0$  的  $C_s$  长序列值与实测值差异较大外,其余参数二者均较接近.对于短序列检验,没能通过检验的只有参数  $k$  的  $C_v$ ,而其  $C_s$  虽然通过检验,但波动较大,其他参数与实测值“保持”良好.其原因是:模型认为  $k$  服从泊松分布,而该分布只用 1 个参数均值拟合原序列,根据该分布模拟出的序列在 2 阶、3 阶矩上难以很好地保持实测值的特性.其他参数除  $q_0$  因为变动较小而采用均匀分布外,其余都采用了三参数的 P-III 分布拟合,效果自然较为理想.

表 1 模型参数实用性检验结果

Table 1 Validity test result of model parameters

| 参数     | $k$  |       |       | $q_0$                     |       |       | $\alpha_j$ |       |       | $\tau_j$     |       |       | $q_j$                     |       |       |
|--------|------|-------|-------|---------------------------|-------|-------|------------|-------|-------|--------------|-------|-------|---------------------------|-------|-------|
|        | $Ex$ | $C_v$ | $C_s$ | $Ex / (m^3 \cdot s^{-1})$ | $C_v$ | $C_s$ | $Ex$       | $C_v$ | $C_s$ | $Ex / (8 h)$ | $C_v$ | $C_s$ | $Ex / (m^3 \cdot s^{-1})$ | $C_v$ | $C_s$ |
| 实测值    | 8.1  | 0.29  | 0.08  | 10.8                      | 0.52  | 0.13  | 0.3        | 0.36  | 0.79  | 3.93         | 0.48  | 1.28  | 1790                      | 0.70  | 1.45  |
| 长序列值   | 8.1  | 0.36  | 0.35  | 10.5                      | 0.58  | 0.02  | 0.3        | 0.36  | 0.80  | 3.93         | 0.48  | 1.27  | 1780                      | 0.69  | 1.40  |
| 短序列值均值 | 8.1  | 0.35  | 0.30  | 10.5                      | 0.58  | 0.01  | 0.3        | 0.36  | 0.78  | 3.93         | 0.48  | 1.24  | 1780                      | 0.69  | 1.36  |
| 短序列均方差 | 0.5  | 0.05  | 0.41  | 1.1                       | 0.07  | 0.27  | 0.1        | 0.20  | 0.21  | 0.10         | 0.03  | 0.28  | 81                        | 0.04  | 0.28  |

2.4.2 时段量特性的长、短序列检验

由于年鉴洪水水文要素摘录表中的实测资料不连续,进行时段量检验的历时也不宜过长,至多不能超过 1 次洪水过程的长度.经过对资料的分析,笔者发现衢县站次洪长度一般不少于 3 d.因此,本文选择最长 10 个 8 h 的时段量进行比较,结果见表 2.3.

表 2 时段量特征短序列检验(部分时段)

Table 2 Partial results of time interval discharge statistical properties by short series test

| 时段长/<br>(8 h) | Ex/亿 m <sup>3</sup> |      |      | C <sub>v</sub> |       |       | C <sub>s</sub> |       |       |
|---------------|---------------------|------|------|----------------|-------|-------|----------------|-------|-------|
|               | 实测                  | 模拟   | 均方差  | 实测             | 模拟    | 均方差   | 实测             | 模拟    | 均方差   |
| 1             | 1.07                | 1.12 | 0.08 | 0.348          | 0.362 | 0.054 | 0.457          | 0.681 | 0.501 |
| 3             | 2.77                | 2.87 | 0.20 | 0.376          | 0.371 | 0.055 | 0.566          | 0.697 | 0.504 |
| 5             | 3.98                | 4.11 | 0.29 | 0.386          | 0.380 | 0.057 | 0.609          | 0.712 | 0.514 |
| 7             | 4.91                | 5.02 | 0.37 | 0.401          | 0.388 | 0.058 | 0.714          | 0.726 | 0.519 |
| 9             | 5.78                | 5.70 | 0.42 | 0.419          | 0.397 | 0.059 | 0.719          | 0.737 | 0.520 |

表 3 时段量特征长序列检验(部分时段)

Table 3 Partial results of time interval discharge statistical properties by long series test

| 时段长/<br>(8 h) | Ex/亿 m <sup>3</sup> |      |       | C <sub>v</sub> |       |       | C <sub>s</sub> |    |     |
|---------------|---------------------|------|-------|----------------|-------|-------|----------------|----|-----|
|               | 实测                  | 模拟   | 均方差   | 实测             | 模拟    | 均方差   | 实测             | 模拟 | 均方差 |
| 1             | 1.07                | 1.12 | 0.348 | 0.368          | 0.457 | 0.844 |                |    |     |
| 3             | 2.77                | 2.87 | 0.376 | 0.377          | 0.566 | 0.870 |                |    |     |
| 5             | 3.98                | 4.11 | 0.386 | 0.386          | 0.609 | 0.898 |                |    |     |
| 7             | 4.91                | 5.02 | 0.401 | 0.395          | 0.714 | 0.915 |                |    |     |
| 9             | 5.78                | 5.70 | 0.419 | 0.404          | 0.719 | 0.928 |                |    |     |

由表 2 3 可以看出 (a)置信区间为 1 个均方差时,所有参数均通过检验,只是  $C_s$  变动范围较大.(b)提取信息受建模者的影响较大.分析均值变化可以发现,尽管模拟结果均满足要求,但在 1~7 时段,所有实测值的均值都小于模拟值,而后正好相反.这与本文提取  $\alpha_j$  时忽略了后一场洪水起涨段的影响有关,这使取出的  $\alpha_j$  值比实测值小.因此,给  $\alpha_j$  乘以一个大于 1 的数就能够使洪水退水加快.如果该数取得恰到好处,就能让模拟的退水段恢复原先的真实情况.基于以上观点,本文在运用新模型时根据模拟效果的好坏给  $\alpha_j$  乘以  $c$  (本文取  $c = 1.2$ ),最终得到的检验结果证明  $c$  的选取是合理的.

2.4.3 模拟汛期洪水流量过程线形状分析

从若干次大的模拟洪水过程线形状可知,新模型所模拟出的洪水过程线能较好地反映洪水涨快落慢的特性.从图 4 可以看出,2 次洪水在起涨时间、退水形式、峰的大小、峰的叠加形式等方面都比较相似.因此,可以认为新模型模拟的洪水过程是较为合理的.

2.4.4 与传统洪水随机模拟模型的比较

在应用一类新模型时,除了要对新模型进行常规的实用性检验外,还要将新模型与传统上常用模型进行比较,以判断它的优越性.

本文以 30 个时段量长度为准,选取每年包含汛期最大洪峰的 1 场洪水流量过程作为 DIS 和 AR 模型的模拟样本,并将模拟结果分别取最大 1,2,...,10 十个时段量的  $Ex, C_v, C_s$  与新模型结果进行了对比.部分对比结果见表 4 5.

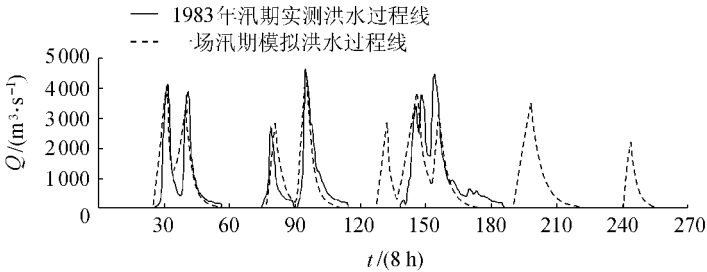


图 4 新模型模拟的 1 场汛期洪水和 1983 年实测汛期洪水过程线的比较

Fig.4 Comparison of hydrograph of a simulated flood by the new model with that of the measured flood in 1983

表 4 3 种模型时段量特征短序列检验(部分时段)

Table 4 Comparison of partial results of time interval discharge statistical properties by short series test of 3 models

| 时段长/<br>(8 h) | 模型<br>名称 | Ex/亿 m <sup>3</sup> |      |      | C <sub>v</sub> |       |       | C <sub>s</sub> |       |       |
|---------------|----------|---------------------|------|------|----------------|-------|-------|----------------|-------|-------|
|               |          | 实测                  | 模拟   | 均方差  | 实测             | 模拟    | 均方差   | 实测             | 模拟    | 均方差   |
| 3             | 新模型      | 2.77                | 2.87 | 0.20 | 0.376          | 0.371 | 0.055 | 0.566          | 0.697 | 0.504 |
|               | DIS      | 2.77                | 2.62 | 0.17 | 0.376          | 0.458 | 0.115 | 0.566          | 0.812 | 0.621 |
|               | AR       | 2.77                | 2.55 | 0.24 | 0.376          | 0.564 | 0.193 | 0.566          | 1.335 | 0.936 |
| 9             | 新模型      | 5.78                | 5.70 | 0.42 | 0.419          | 0.397 | 0.059 | 0.719          | 0.737 | 0.520 |
|               | DIS      | 5.78                | 5.81 | 0.43 | 0.419          | 0.470 | 0.091 | 0.719          | 0.767 | 0.604 |
|               | AR       | 5.78                | 5.82 | 0.45 | 0.419          | 0.591 | 0.185 | 0.719          | 1.303 | 0.887 |

从表 4 5 结果可知,新模型的模拟效果优于传统模型,主要表现在新模型的时段量  $C_v, C_s$  更接近由实测资料系列估计得到的值.

此外,新模型的吝啬性指标  $R = 56.5$ ,而 DIS 模型的  $R = 1.8$ ,AR 模型的  $R = 8.1$ ,均不如新模型好.新模型吝啬性指标较传统模型高,是由于前者所采用的资料比后者大大增加,模型参数有关信息从整个汛期提取,而模型参数较少,比 DIS 模型少得多.

3 结 论

a. 本文将 Khristoforov 等<sup>[12]</sup>建立的新模型应用于钱塘江流域衢江衢县站的汛期洪水流量过程随机模拟,

模型的实用性检验以及与传统模型的对比结果均表明,新模型在该站的应用是有效的,成果令人满意.

b. 新模型结构简单,物理意义较明确,建模参数较少,能比较充分地利用汛期实测洪水信息,能较好地反映洪水过程涨快落慢的特性,特别适用于我国南方山区型河流洪水的随机模拟.

c. 新模型的使用仍存在一些人为因素,如建模参数的信息提取、参数分布形式等均有待进一步完善.

参考文献:

[ 1 ] 能源部、水利部水利水电规划设计总院. 水利水电工程设计洪水计算手册[ K ]. 北京: 水利电力出版社, 1993: 163-164.

[ 2 ] 丁晶. 洪水随机模拟[ C ]//夏军. 现代水文水环境科学研究进展. 武汉: 武汉水利电力大学出版社, 1999: 51-58.

[ 3 ] 丁晶, 邓育仁. 随机水文学[ M ]. 成都: 成都科技大学出版社, 1988: 227-272.

[ 4 ] 王锐深, 陈源泽, 孙汉贤. 梯级水库设计洪水计算方法[ J ]. 水文计算, 1987( 1 ): 98-108.

[ 5 ] 丁晶, 胡建清. 威远河兴隆站洪水随机模拟及其应用[ J ]. 四川水力发电, 1991( 2 ): 72-78.

[ 6 ] 丁晶, 王忠民. 长江宜昌站洪水过程的随机模型[ C ]//水利电力部科技司, 河海大学. 首届全国水利水电系统应用概率统计学术讨论会会议论文集. 南京: 河海大学出版社, 1985: 197-204.

[ 7 ] 丁晶. 解集模型在洪水随机模拟中的应用[ J ]. 成都科技大学学报, 1986( 4 ): 141-148.

[ 8 ] WEISS G. Shot noise models for the generation of synthetic streamflow data[ J ]. Water Resources Research, 1977, 13( 1 ): 101-108.

[ 9 ] O'CONNELL P E, JONES D A. Some experience with the development of models for stochastic simulation of daily flow[ C ]//MCBEAN E A. Inputs for Risk Analysis in Water Systems. Fort Collins: Water Resources Publication, 1979: 287-314.

[ 10 ] 邓育仁, 雷建华, 王少丽. 散粒噪声模型适用性探讨[ J ]. 成都科技大学学报, 1986( 4 ): 167-173.

[ 11 ] 丁晶, 邓育仁, 傅军. 探讨洪水现象变化的新途径: 混沌分析[ C ]//夏军, 陈守煜, 郭生练. 现代水科学不确定性研究与进展论文集. 成都: 成都科技大学出版社, 1994: 4-8.

[ 12 ] KHRISTOFOROV A V, SAMBORSKY T V. Stochastic model of the runoff fluctuations of the river with a flow regime[ C ]//SAKURA Y. Proceedings of the Conference of IUGG. Sapporo: IAHS Publication, 2003: 210-213.

[ 13 ] 陈元芳. 随机模型参数估计及洪水随机模拟研究[ D ]. 南京: 河海大学, 1992.

[ 14 ] 胡康萍. 水文随机过程推断结果的统计检验[ J ]. 武汉水利电力学院学报, 1987( 1 ): 11-17.

## Application of a new flood stochastic simulation model

CHEN Yuan-fang, WANG Wen-peng, CHEN Guo-xin, CHEN Ao-mi

( College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing 210098, China )

**Abstract** The new flood stochastic simulation model developed recently by Russian hydrologist Khristoforov which could reflect the characteristics of rise fast and fall slow of flood was applied to simulating the flood discharge process at the Quxian hydrological station on Qujiang River in Qiantang River Basin during flood season. A method for determining the model parameters was proposed, and the linetype of parameter distribution was tested statistically. Then the validity of statistical features of short-series and long-series flood peak and flood discharge was tested for different stages based on measured data. It is shown that the new model passes through the above test, and the flood hydrograph simulated by the model for flood season can effectively reflect the real variation of flood. Compared with the conventional relative disaggregation model and seasonal AR( 1 ) model, the new model is of good effect in flood simulation, and the number of the parameters in the model is greatly reduced.

**Key words** stochastic simulation; relative disaggregation model; seasonal AR( 1 ) model; validity test

表5 3种模型时段量特征长序列检验(部分时段)  
Table 5 Comparison of partial results of time interval discharge statistical properties by long series test of 3 models

| 时段长/<br>(8h) | 模型<br>名称 | E <sub>x</sub> /亿 m <sup>3</sup> |      | C <sub>v</sub> |       | C <sub>s</sub> |       |
|--------------|----------|----------------------------------|------|----------------|-------|----------------|-------|
|              |          | 实测                               | 模拟   | 实测             | 模拟    | 实测             | 模拟    |
| 3            | 新模型      | 2.77                             | 2.87 | 0.376          | 0.377 | 0.566          | 0.870 |
|              | DIS      | 2.77                             | 2.62 | 0.376          | 0.466 | 0.566          | 1.078 |
|              | AR       | 2.77                             | 2.55 | 0.376          | 0.600 | 0.566          | 2.985 |
| 9            | 新模型      | 5.78                             | 5.70 | 0.419          | 0.404 | 0.719          | 0.928 |
|              | DIS      | 5.78                             | 5.81 | 0.419          | 0.463 | 0.719          | 1.011 |
|              | AR       | 5.78                             | 5.82 | 0.419          | 0.582 | 0.719          | 1.990 |