区域供水系统干旱历时特性综合分析

方红远 , 甘升伟 , 余莹莹

(扬州大学水利科学与工程学院 , 江苏 扬州 225009)

摘要: 根据区域供水系统中供水水库(群)的蓄水状态及其运行调度策略在满足区域供水目标方面的重要作用 , 提出了以水库(群)的时段初始蓄水量与时段内来水量之和 , 以及时段内供水系统的目标需水量作为主要控制参数 , 以两者的差值正、负来表达供水系统处于非干旱状态和干旱状态的区域干旱鉴别方法。为了多角度地分析干旱和非干旱历时分布、转移概率以及干旱重现期等干旱历时特性以较全面地掌握区域干旱事件特征 , 针对一具体区域供水系统 , 运用模拟统计法和概率解析法两种技术手段来研究区域干旱历时特性 , 同时针对两种方法的计算结果差异 , 指出了各种方法的特征以及产生差异的原因。

关 键 词: 干旱历时; 区域供水系统; 模拟统计法; 概率解析法

中图分类号: P338. 6 **文献标识码**: A **文章编号**: 1001-6791(2007)01-0095-07

1 干旱分析的经典理论

水文序列的轮次分析理论常用于区域水资源系统干旱特性分析 , 是分析干旱事件特性的经典方法。如考虑水文序列 x_t ($t = 1, 2, \cdots, n$) 和一固定的切割水平 x_0 , 当在一个时段或多个时段内水文序列值依次小于切割水平数值时($x_t < x_0$) , 则出现负轮次[1]。若将负轮次长对应于干旱历时 , 则可以认为负轮次长的统计特性反映了干旱历时的统计特性。

2 区域供水系统的干旱表达

区域水资源系统中的供水水库(群)在水量的时空分配上具有调节功能 , 因此它对提高区域供水保证率 , 减缓干旱期缺水损失具有重要作用。在供水水库的模拟调度运行中 , 各时段的放水量取决于初始蓄水量和时段内来水量 , 即放水策略是($S_{t-1} + I_t$) 的函数。Loucks 等[2,3]对一个两季节灌溉供水水库通过模拟计算 , 推求了供水系统的供水保证率 , 他们还采用 Thomas-Fiering 随机模型模拟生成了 25 个长 20 年的入库径流序列 , 对水库模拟运行结果进行了统计分析。Huang 和 Yuan[4]在多水库实时运行的早期干旱预警机制研究中 , 将时段入库径流量和水库的蓄水量也被选为关键的运行控制参数。Shih 和 ReVelle[5]则在标准运行策略的基础上采用限制供水方式研究干旱期的水库运行方案。

设 S_t 为 t 时段末水库的有效蓄水量 , I_t 为 t 时段入库径流量。则 t 时段内水库具有的可供水量为 $S_{t-1} + I_t$ (如水库蒸发渗漏损失不可忽略 , 则还应扣除该水量损失)。在水库运行调度研究中 , 水库蓄水量常被选作状态变量 , 且一般情况下它满足无后效性特征; 入库径流序列特性常可用(季节性) AR(p) 或 ARMA(p , q) 模型加以描述[1,2,6](入库径流序列若以小于年的时段如月、旬等记录 , 则其表现为具有周期性变化的非平稳随机时间序列 ,

收稿日期: 2005-08-10; **修订日期**: 2006-01-04

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (50479030); 江苏省高校自然科学基金资助项目 (04KJB570170)

作者简介: 方红远(1963 -) , 男 , 江苏溧水人 , 教授 , 博士 , 主要从事水资源规划与管理研究。

E-mail: hyfang4936 @yahoo. com. cn

则此时径流序列需考虑周期性问题)。显然,由该可供水量组成的时间序列是具有周期性变化的随机序列。设 D_t 为区域水资源系统目标需水量过程值,若以此变化的需水量系列为切割水平,则干旱可以定义为某一时段或若干相继时段内可供水量小于需水量的事件,而干旱历时则为干旱事件历经的时段数。

针对区域供水系统的干旱历时分析特点,本文建议采用水库的时段初始蓄水量与时段内来水量之和,即 $(S_{t-1}+I_t)$,以及时段内供水系统的目标需水量 D_t 作为主要控制参数,以两者差值的正、负表达供水系统处于非干旱状态和干旱状态。根据这一思想,现按单水库供水系统和多水库供水系统两种形式来讨论区域供水系统干旱状态的判别规则。

2.1 单水库供水系统

当研究区域内只有一个供水水库,或者只考虑一个对区域供水系统起决定性作用的主要水库时,该水库的可供水量能决定区域的水文干旱状态。即当 $S_{t-1}+I_t-E_t>D_t$ 时,供水区域在第 t 时段处于非干旱期;而当 $S_{t-1}+I_t-E_t<D_t$ 时,供水区域在第 t 时段处于干旱期。E_t 为水库第 t 时段内的蒸发渗漏损失量。

2.2 多水库供水系统

当区域内存在多个供水水库,或者整个区域范围较大可划分成若干子供水区,且每个子供水区均存在着由若干供水水库构成的供水水库子系统时,可按下列条件判断区域的水文干旱状态。

当 $\sum_{k=1}^{K_i}(S^i_{t-1,k}+I^i_{t,k}-E^i_{t,k})>D^i_t$ 时,则第 i 子供水区在第 t 时段处于非干旱期,且令 $m_i(t)=0$;

当 $\sum_{k=1}^{K_i}(S^i_{t-1,k}+I^i_{t,k}-E^i_{t,k})<D^i_t$ 时,则第 i 子供水区在第 t 时段处于干旱期,且令 $m_i(t)=1$。

这里 i 表示区域内子供水区序号$(i=1,2,\cdots,N)$;k 表示子供水区内水库的序号$(k=1,2,\cdots,K_i)$;N、K_i 分别为区域子供水区数目和第 i 子供水区内供水水库数目;D^i_t 为第 t 时段 i 子供水区的需水量;$m_i(t)$ 为示性指示函数;$E^i_{t,k}$ 为子供水区 i 内第 k 水库第 t 时段的蒸发渗漏损失估算量。设 a_i 表示第 i 子供水区面积占区域总面积的百分数,则第 t 时段区域干旱缺水面积率 $A(t)$ 的计算为

$$A(t)=\sum_{i=1}^{N}a_i m_i(t) \tag{1}$$

设表达区域干旱性状的临界干旱面积率为 A_c,如果当 $A(t)>A_c$ 时,则可定义第 t 时段区域处于干旱状态。显然,临界干旱面积 A_c 的确定对判断区域干旱特性是至关重要的,也是一个需要准确和恰当把握的特征值,比如在严格意义下,A_c 可取 0.5(取平均水平意义),在宽松条件下可取 0.75～0.8(也可与区域灌溉保证率相对应起来确定)。但一般应根据具体区域的水文气候条件、水资源状况、水资源开发利用特征以及社会经济发展对水资源的需求规律等因素综合确定。

3 干旱历时特性研究方法

为了对区域干旱历时特性有一个全面的分析研究,同时也为了对各种研究方法的优缺点进行鉴别比较,本文采用模拟统计法和概率解析法两种方法来研究区域干旱历时特性。

3.1 模拟统计法

模拟统计法的主要工作内容是在已有的月径流样本序列的基础上,根据随机水文学原理,建立符合样本序列统计特性的随机模拟模型。由随机模拟模型生成足量的人工序列后,再产生反映供水系统干旱期和非干旱期的动态变化过程。运用统计计算方法,由该过程可计算出干旱历时均值、具有某一确定干旱历时长的干旱事件的重现期,以及各时段的一步转移概率等干旱历时特征参数。

3.2 概率解析法

Cancelliere 和 Salas[7] 在假定水文时间序列为周期性随机序列以及切割水平(即需水量)随时段变化的前提

下，通过引入 0 - 1 型示性变量 $m_{t,\tau}$来表达区域的干旱状态(即当 $x_{t,\tau} < x_{0\tau}$时，记 $m_{t,\tau}=0$，表示处于干旱状态；当 $x_{t,\tau} > x_{0\tau}$时，记 $m_{t,\tau}=1$，表示处于非旱状态)。根据统计假设检验分析，离散过程 $m_{t,\tau}$可假定符合一阶马尔可夫链特征，则依据概率理论可推导出干旱历时和非干旱历时的期望值 $E(L)$、$E(S)$以及相应某确定历时 (l) 的干旱事件的重现期 (T) 近似计算公式。文献[7]经数学推导所给出的这些计算公式，主要与时段 τ 时的一步状态转移概率(即条件概率) p_{01_τ}、p_{10_τ}，时段 τ 时的无条件概率 p_{0_τ}、p_{1_τ}以及历时小于 l 的干旱事件发生概率 $F_L(l-1)$等有关。因此，使用本文所提的概率分析法进行研究区域水资源系统干旱历时特性时，所需要做的前期计算工作就是根据事先获得的系统干旱状态序列信息，分析序列的统计特征并计算出分析周期内各时段的一步状态转移概率和无条件概率(分析周期数可以 ω 表示，而时段以 τ 表示)。

4　实例研究

4.1　区域及水库概况

山东半岛潍河中下游某水库，流域集水面积为 4 210 km^2。水库总库容 14.05 亿 m^3，兴利库容 5.03 亿 m^3，死库容 0.52 亿 m^3，汛限水位对应的库容为 4.38 亿 m^3，是目前山东省最大的以农业灌溉供水为主，兼有城市和工业供水、防洪、发电、养殖等综合功能的大(Ⅰ)型水库。据 1960 - 2002 年资料统计，水库以上流域多年平均降水量 706.5 mm，年际变化较大。降水量年内分布也很不均匀，枯季少降水，汛期降水集中，6～9 月降水量占年降水量的 72.4 %，经常形成连续时间较长的春旱、夏涝、秋后又旱的局面，对区域社会经济发展造成较大影响。

4.2　干旱历时特性的模拟统计分析

4.2.1　随机水文序列的模拟生成

为研究分析该水库系统干旱历时特性，收集了 1963 - 2000 年的 38 年入库月径流序列资料。根据随机水文学相关理论，通过对样本序列的统计检验分析，该水库入库月径流序列特性符合季节性 AR(1) 模型特征。因此，选择季节性一阶自回归模型来模拟生成用于干旱历时特性统计分析的随机水文序列。生成的模拟序列分为长短两类，短序列类为 30 个与样本序列等容量的入库月径流模拟序列，长序列类为长 1 200 年的模拟序列。

4.2.2　水库运行的长系列调节计算

综合分析供水系统范围内的社会经济用水特征和规模，可得出相应于三种来水频率(50 %、75 %及 95 %)的系统需水月过程；这三种变化的需水过程按照年来水量频率类型被选择用于水库运行的长系列调节计算。本文依据前述的区域供水系统干旱状态判别规则，采用标准运行策略进行水库运行的长系列调算，入库月径流序列采用上述的长短两类模拟序列以及样本序列。为了使长系列调算得以进行和方便计算，对于这样的连续演算，水库在各时段的蒸发渗漏损失可按 $(S_{t-1}+I_t)$ 的百分率估算(本文通过分析被研究水库的蒸发渗漏观测数据后，采用 50 %年型取 0.25，75 %和 95 %年型取 0.35)。经过长系列调算后，各时段的水库蓄水量状态、系统余缺水量等均可求得。图 1 显示了用样本序列进行长系列调算后获得的系统余缺水量随计算时段(月)变化的过程。

4.2.3　干旱历时特性的统计分析

针对如图 1 所示的系统余缺水量变化过程，根据前述的干旱涵义界定，这里所称的一次干旱事件是指一个或连续若干个时段内系统处于缺水状态，且事件开始时刻的前一个时段和结束时刻的后一个时段系统必须都处于余水状态。同理，非干旱事件的涵义界定与此相反。

依据干旱和非干旱事件的涵义界定，在水库运行的长系列调算成果的基础上，可以统计算出干旱历时平均值 $\bar{L}$(干旱历时的累加和除以干旱事件次数)和非干旱历时平均值 $\bar{S}$(非干旱历时的累加和除以非干旱事件次数)。相应于长、短模拟序列以及样本序列的计算结果如表 1 所示。从表 1 中数据可见，由样本序列算得的干旱历时和非干旱历时平均值分别为 6.133 月和 9.066 月，干旱期平均缺水量为 0.216 亿 m^3；由模拟长序列算得的结果分别为 6.562 月和 5.385 月，干旱期平均缺水量为 0.287 亿 m^3。而根据模拟短序列算得的干旱历时平均

值在 2.544～8.882 个月范围内，非干旱历时平均值在 3.538～9.967 个月范围内；这两个特征量相应于 30 个模拟序列的平均值分别为 6.511 月和 5.327 月，干旱期平均缺水量为 0.238 亿 m^3。由此可见，无论是样本序列还是长、短随机模拟序列，得出的干旱历时平均值都非常接近；但由样本序列得出的非干旱历时平均值与由随机模拟序列得出的值相差较大。

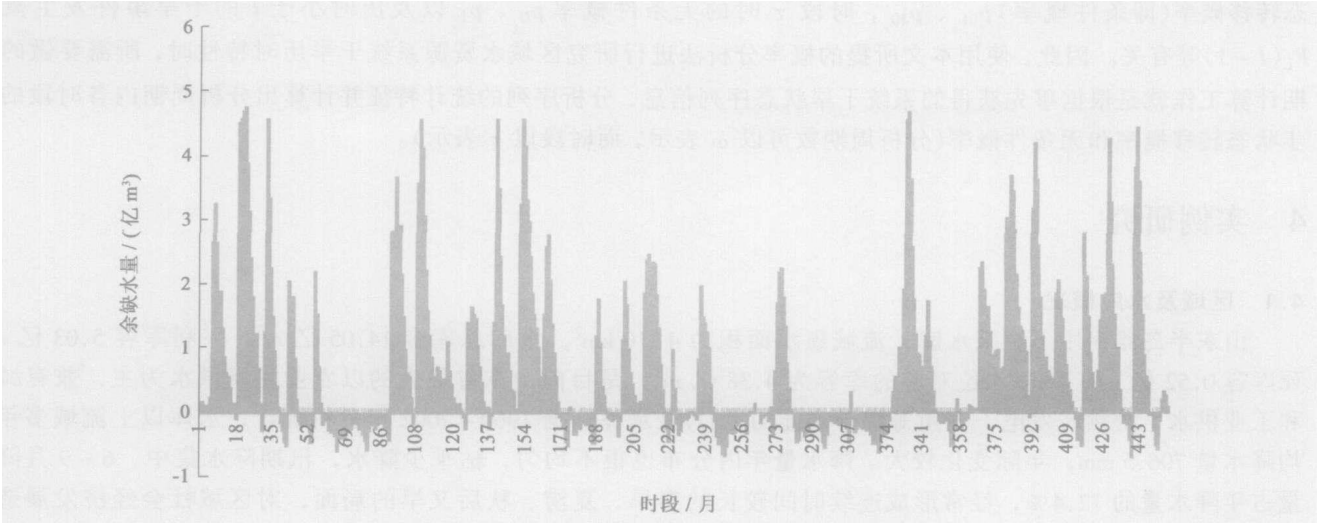

图 1 由样本序列调节计算获得的系统余缺水量变化过程

Fig. 1 Change process of water-surplus and-deficiency from reservoir's regulating calculation based on sample series

表 1 样本序列及模拟序列的干旱历时和非干旱历时平均值 月

Table 1 Mean duration of drought and non-drought from sample and simulation series

模拟序列	干旱历时平均值 $\bar{L}$	非干旱历时平均值 $\bar{S}$	$\bar{L}+\bar{S}$	模拟序列	干旱历时平均值 $\bar{L}$	非干旱历时平均值 $\bar{S}$	$\bar{L}+\bar{S}$
1	5.414	9.967	15.381	18	6.588	6.629	13.217
2	6.658	5.486	12.144	19	5.737	6.103	11.840
3	7.389	5.429	12.818	20	8.882	4.529	13.411
4	6.907	3.698	10.605	21	7.361	5.306	12.667
5	7.722	4.811	12.533	22	6.333	5.359	11.692
6	6.732	4.390	11.122	23	7.421	4.462	11.883
7	7.806	4.730	12.536	24	5.659	5.463	11.122
8	7.474	4.526	12.000	25	5.512	5.214	10.726
9	5.618	8.030	13.648	26	5.047	5.558	10.605
10	5.718	5.825	11.543	27	5.310	5.548	10.858
11	6.553	5.447	12.000	28	7.000	4.872	11.872
12	6.923	4.895	11.818	29	7.333	5.333	12.666
13	6.268	4.854	11.122	30	2.544	5.554	8.098
14	6.690	4.167	10.857	样本系列	6.133	9.066	15.199
15	6.512	4.000	10.512				
16	8.154	3.538	11.692	模拟长系列	6.562	5.385	11.947
17	6.079	6.081	12.160				

4.3 干旱历时特性的概率分析

经对样本序列和模拟长序列的水库运行的长系列调算成果统计独立性检验，发现由余缺水量构成的月序列其内部线性相依性基本上呈一阶滞时相关，这一点也可由月径流序列符合 AR(1) 模型特征以及水库蓄水状态变量一般满足无后效性两个事实得到间接验证。因此，可假设由余缺水量序列转换而得的 0 - 1 型二状态示性变量(余水状态取 1，缺水状态取 0)表达的离散序列为一简单马尔可夫链。图 2、图 3 分别为年内各时段的一步转移概率，图 4、图 5 分别为各时段的无条件概率，这些特征概率值是干旱历时特性概率分析法所需要的。前已述

及，计算分析中所使用的一个主要统计量 $F_L(l-1)$ 为历时小于 l 的干旱事件发生概率，即 $F_L(l-1)=P(L<l)$；在概率分析法中，这一概率值可以通过假设干旱历时随机分布函数求得。根据 Kolmogorov-Smirnov 检验法[2]，由基于样本序列以及模拟序列的不同干旱历时长的频数分布分析可知，干旱历时随机系列接受指数分布假设 $f_X(x)=\lambda e^{-\lambda x}$（这里 $\lambda=1/\bar{L}=0.1631$，统计量 $D_2=0.118$，而当显著性水平 $\alpha=0.1$ 时，检验临界值 $C=0.223$，即 $D_2<C$，分布假设不拒绝）。有了概率分布函数后，则可求得 $1-F_L(l-1)$，亦即 $P(L\geq l)$ 的具体值。

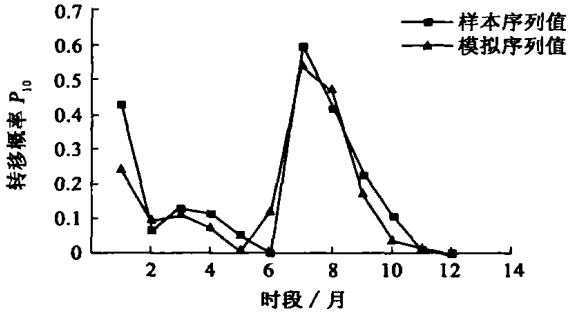

图 2　时段转移概率 P_{01} 变化过程

Fig. 2　Change process of transfer probability P_{01}

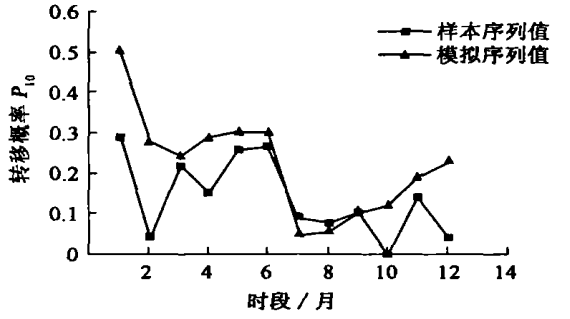

图 3　时段转移概率 P_{10} 变化过程

Fig. 3　Change process of transfer probability P_{10}

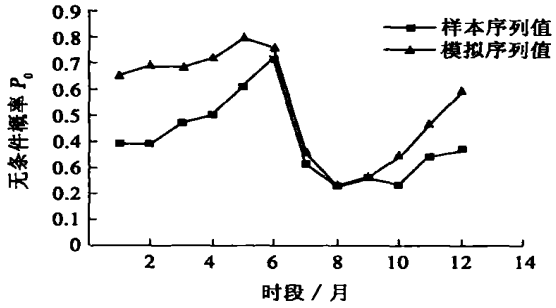

图 4　无条件概率 P_0 变化过程

Fig. 4　Change process of unconditioned probability P_0

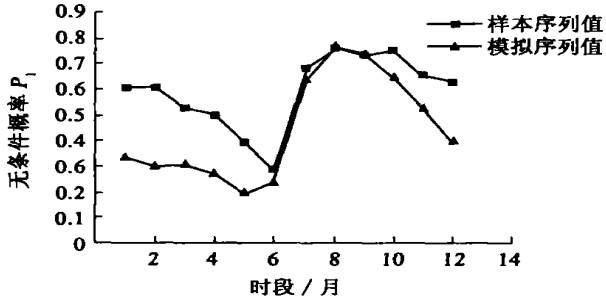

图 5　无条件概率 P_1 变化过程

Fig. 5　Change process of unconditioned probability P_1

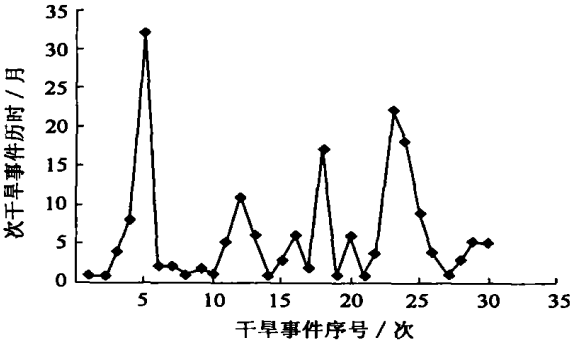

图 6　次干旱事件历时序列过程

Fig. 6　Series process of duration of each drought

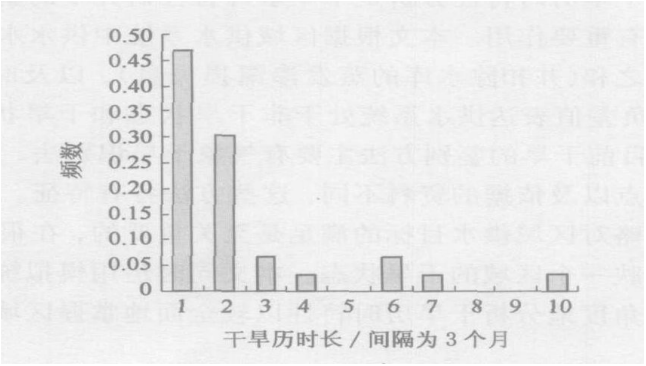

图 7　不同干旱历时的频数

Fig. 7　Frequency of various drought durations

根据文献[7]中的干旱历时和非干旱历时的期望值 $E(L)$、$E(S)$ 等计算公式，可求出样本序列的干旱历时和非干旱历时的期望值分别为 8.469 月和 6.523 月，模拟长序列的分别为 11.152 月和 6.946 月。同样，相应某

确定历时(l)的干旱事件的重现期也可由公式求出。相应于某确定历时(l)的干旱事件的重现期实际是指等于或大于某确定历时(l)的干旱事件间间隔时间的期望值(对于统计法则以算术平均值估算)。图 6 表示次干旱事件历时的序列过程,图 7 为不同干旱历时事件发生频率示意图。不同历时的干旱事件的重现期如图 8 所示,图中模拟统计法点据由入库径流的样本序列加模拟长序列求得,概率分析法点据由模拟长序列求得。由图 8 可见,两条线间隔不是很大,且变化趋势相似,说明两种方法求得的不同历时的干旱事件的重现期基本上比较接近。如干旱历时为 3、6、12 个月时,由模拟统计法求得的重现期分别为 23.18 月、31.78 月和 78.0 月,而概率分析法的计算结果分别为 24.99 月、44.98 月和 112.44 月。数据说明该区域几乎每 2 年都会发生一次历时 3 个月或以上的如本文所定义的干旱事件,这与该区域经常发生较长时间的春旱或秋旱的实际情况相符。

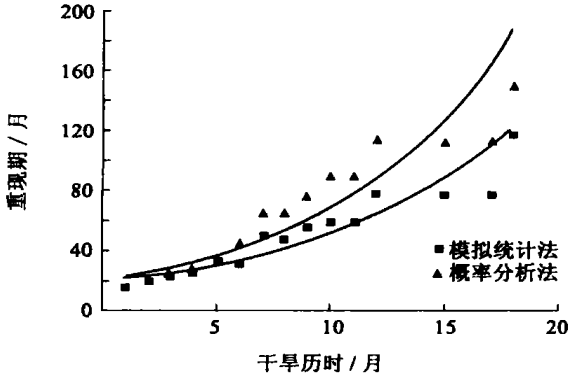

图 8 不同历时干旱事件的重现期

Fig. 8 Recurrence time of various drought durations

两种方法在干旱历时和非干旱历时的期望值以及相应某确定历时的干旱事件的重现期的计算结果上产生的差别,笔者认为其主要原因有两个,一是两种方法采取的基本技术手段不同,模拟统计法完全依赖可掌握的序列资料特征,即使根据样本模拟生成出足量的人工序列,其对总体的代表性也未必能优于样本多少。二是概率分析法的主要特征是其所用方法和计算公式的推导均建立在对总体特性的假设基础上,计算结果相对是精确的,但是否真实可信,则取决于使用的统计参数是否能真正反映总体的特征。本文给出的研究实例中,两种方法的对应结果不尽相同,还在于概率分析法所要求的计算条件是相当严格的,如概率分析法所使用的公式是在由余缺水量序列转换成的 0 - 1 型二状态示性变量表达的离散序列应该为一简单马尔可夫链的假设基础上推导出的,然而本例具有的相关计算条件则是基本上满足。这是实际问题的复杂性所导致的;但当所研究的具体问题能较好地符合计算条件时,概率分析法由于其快速、精确等特点,在实用中仍然有着很好的价值。

5 结 论

干旱历时特性分析是干旱事件特性研究中的重要组成部分之一,它对研究和掌握区域干旱的形成及发展规律具有重要作用。本文根据区域供水系统中供水水库的基本作用,提出了以水库的时段初始蓄水量与时段内来水量之和(并扣除水库的蒸发渗漏损失量),以及时段内供水系统的目标需水量作为主要控制参数,以两者的正、负差值表达供水系统处于非干旱状态和干旱状态的区域干旱鉴别方法。由现有研究成果和相关文献资料看,目前干旱的鉴别方法主要有气象干旱识别法、水文干旱识别法、农业干旱识别法等,由于识别的途径、研究的重点以及依据的资料不同,这些方法各有特征。对于区域供水系统而言,水库(系统)的蓄水状态及其运行调度策略对区域供水目标的满足是至关重要的,在很大程度上,供水水库的蓄水状态与区域目标需水间关系可真实反映一个区域的干旱状态。本文同时运用模拟统计法和概率分析法来研究区域干旱历时特性,其目的是要通过多角度地分析干旱历时特性以较全面地掌握区域干旱事件特征。

参考文献:

[1] 丁 晶,邓育仁. 随机水文学[M]. 成都:成都科技大学出版社,1987. 40 - 80.

[2] Loucks D P, Stedinger J R, Haith D A. 姚汝祥等译,水资源系统规划与分析[M]. 北京:水利电力出版社,1988. 35 - 46.

[3] Hashimoto T, Stedinger J R, Loucks D P. Reliability, resilience and vulnerability criteria for water resources system performance evaluation[J]. Water Resour Res, 1982, 18:489 - 498.

[4] Huang W-C, Yuan L-C. A drought early warning system on real-time multireservoir operations[J]. Water Resour Res, 2004, 40, W06401, doi:10.1029/2003WR002910.

[5] Shih J S, ReVelle C S. Water supply operations during drought: continuous hedging rule [J]. J Water Resour Plng and Mgmt, 1995, 120: 613 - 629.

[6] Chang T J, Kavvas M L, Delleur J K. Daily precipitation modeling by discrete autoregressive moving average processes[J]. Water Resour Res, 1984, 20(5):565 - 580.

[7] Cancelliere A, Salas J D. Drought length properties for periodic-stochastic hydrologic data[J]. Water resour Res, 2004, 40, W02503, doi: 10.1029/2002WR001750.

Comprehensive analysis of drought duration characteristics for regional water-supply system*

FANG Hong-yuan, GAN Sheng-wei, YU Ying-ying

(Yangzhou University, Yangzhou 225009, China)

Abstract: According to the importance of storage state and the operation policy of reservoir or reservoir-group for satisfying the water requirements of regional water-supply system, the regional drought identification procedure, which is taken as the key judgment parameters, the sum of the initial time-period storage of reservoir and the inflow within the period, and the goal water requirement of water-supply system are proposed. The procedure indicates the drought and non-drought status of the water-supply system by the positive and negative sign of the difference of the above two key parameters. To make the comprehensive analysis of the characteristics of the regional drought, such as the distribution pattern of the drought and non-drought duration, the transfer probabilities, the recurrence interval of drought, etc., we, from various research aspects, take a real water-supply system as example. Both the simulating and statistical method and probability analysis method are applied to the drought duration study. Meanwhile, the distinction of the traits and the computing results of two methods and their causes are pointed out.

Key words: drought duration; regional water-supply system; simulatve and statistical method; probability analysis method

* The study is financially supported by the National Natural Science Foundation of China (No. 50479030).