# 全国中小河流流域規划会議經驗交流文件汇編之四

## 水文水利計算專題介紹

水利电力出版社

# 全国中小河流流域規划会議
# 經驗交流文件汇編之四

## 水文水利計算專題介紹

水利部勘測設計局　編

水 利 电 力 出 版 社

1958年7月

本汇编包括全国中小河流流域規划会議經驗交流文件共4篇，介紹了規划中进行水文水利計算的經驗和方法。

本書可供从事中小河流流域規划工作者，在进行水文水利計算时作为参考。

全国中小河流流域規划会議經驗交流文件汇編之四
水文水利計算專題介紹

1002 S 244

編　　者　水利部勘測設計局
出 版 者　水利电力出版社（北京西郊科学路二里溝）
　　　　　北京市書刊出版业营业許可証出字第105号
印 刷 者　水利电力出版社印刷厂（北京西城成方街13号）
发 行 者　新华書店

87千字　插图31頁　787×1092　1/25开　4 2/25印張
1958年7月第一版　北京第一次印刷　印数1—2,800
統一書号：15143·871　　定价：(9)0.70元

# 目　　錄

# 全国中小河流流域規划会議
# 經驗交流文件汇編說明

这本册子汇編了全国不同地区的中小河流流域規划經驗文件共22篇。这是我部在1957年9月間召开的全国中小河流流域規划会議上交流的規划經驗和專題报告文件，包括会議开幕詞1篇、会議总結报告1篇、苏联專家报告1篇、不同地区的中小河流流域規划及大面积地区水利規划13㊀篇、水土保持規划2篇及水文水利計算專題4篇。这些規划經驗是各省、專、县和本部直屬勘測設計院几年来在規划工作中摸索积累的經驗。为了能进一步在全国各地广泛地交流，为了迎接目前各省、專、县正在蓬勃开展的中小河流流域規划工作，特汇編成册，供各地工作中参考使用。本汇編共分为四个分册。第一分册为一般規划經驗介紹；第二分册为具体規划介紹；第三分册为水土保持規划經驗介紹；第四分册为水文水利計算經驗介紹。同时，我們希望通过这个汇編的发行和各單位今后規划工作的开展，进一步的互相交流經驗，將規划工作在現有的基础上再提高一步，这是我們編印这四本册子的目的。

此外，如对本册各篇規划上的計算問題或基本資料的精度要求等問題提出詢問，請徑与原报告單位联系并抄知水利部勘測設計局。

水利部勘測設計局

---

㊀ 在会議上原为14篇，因其中“江苏省关于全面开展县的农田水利規划的参考提綱”一篇已印成單行本发行，故不再編入——編者。

# 应用数理統計法推算設計暴雨及最大流量的方法

北京水利科学研究院水文研究所

## 前言

計算溝渠、桥涵、閘壩等河川水工建筑物的最大流量时，常需要某一頻率的設計暴雨量或最大流量或洪水量。在水文計算工作中，常用数理統計法来推算这些数值。目前大多数單位在設計工作中，参考1948年全苏国定标准ГОСТ3999-48“水工建筑物河道最大流量計算”，也有些單位参考海森、福斯特或他人建議的一些方法。我国的气候与河流的特性与苏联及其他国家不同，观測資料一般說来是很少的，在气候和河流特性研究不够的情况下，根据少量資料計算所得結果，可以包含很大的偶然誤差，因此如何正确的应用数理統計法来分析計算設計暴雨及最大流量是目前迫切需要研究的問題。

从1955年开始，在水利科学研究院水文研究所組織下，集合長委、淮委、黃委、北京及沈阳勘測設計院、广东省水利厅等單位的同志共16人，在謝家泽副院長、林平一委員指导下，进行了暴雨及洪水頻率計算方法的研究工作。1956～1957年間在各省区水利机構的合作下，又进行了全国暴雨資料的整理分析研究工作。

为了提供水文計算工作的参考，由我所陈志愷同志將这几部分研究工作的初步成果編写出来，請大家討論指正。

## 一、頻率計算的方法

1.选样的方法

如果我們有大量原始資料如图(1)所示。从这些資料中，选取我們所需研究的暴雨或洪水流量資料的方法有多种：

(1)年最大值法：从每年資料中，选最大的一次暴雨或洪峯流

量。在 $n$ 年資料中，能选出 $n$ 个最大值〔如图 1（$b$）〕，这样选出的資料，彼此是相互独立的。

（2）超定量法：从每年資料中，选用超过某一标准的全部暴雨及洪峯流量資料，在 $n$ 年資料中，可以选出 $n\times\overline{m}$ 个資料（$\overline{m}$ 是每年选样的資料平均个数）。用这种年內多次选样的方法，选出的資料，独立性較差。

（3）年超大値法：將所有資料按大小順序排列〔如图 2（$a$）〕选用最大 $n$ 个資料。这样选样虽然平均每年选用了一个資料，但大水年选用的資料較多，小水年資料沒有选用〔如图 1（$c$）〕因此选出的資料，独立性也較差。

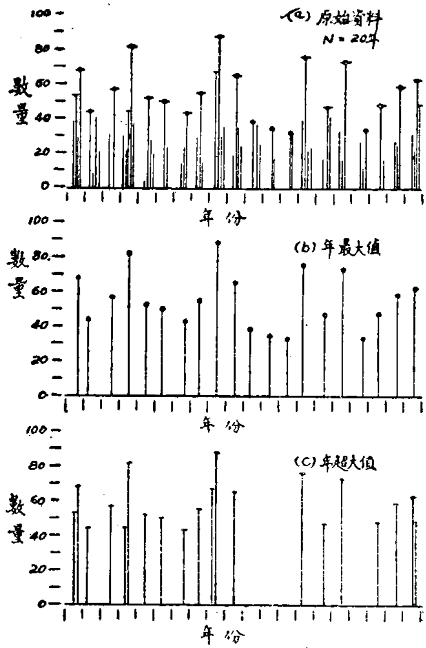


图 1　暴雨資料按年序排列

从图（2）可看出，不同选样方法，选出的結果是不同的。要比較它們的推算成果，必需进行頻率的轉換。

用超定量法选样，$n$ 年內共选出 $n\times\overline{m}$ 个資料。在这些資料中，如有 $S$ 个資料大于或等于 $X$ 值，则 $X$ 的頻率为：

$$p_{\mathrm{E}}=\frac{S}{n\times\overline{m}};$$

$X$ 值在每年 $\overline{m}$ 次中出現一次的机会为：

$$p'_{\mathrm{E}}=p_{\mathrm{E}}\times\overline{m}=\frac{S}{n}. \qquad (1)$$

用年超大値法选样，在 $n$ 个資料中如有 $S$ 个大于或等于 $X$ 值，则 $X$ 的頻率 $p'_{\mathrm{E}}=\frac{S}{n}$，与上式同。由于 $X$ 值在每年 $\overline{m}$ 个資料中可能为最大

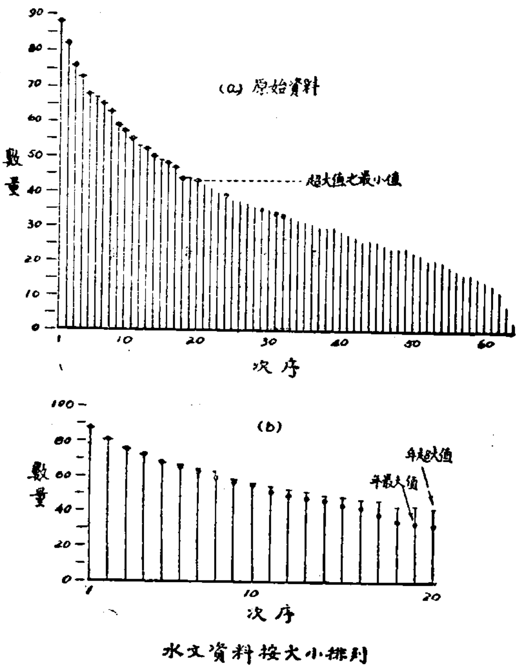


图 2　暴雨資料按大小排列

值也可能为次大……或最小值，因此它出現的机会 $p'_E$ 比 $X$ 值为年最大值出現的机会 $p_M$ 为大。即 $p'_E > p_M$ 它們二者間的关系如下：

$$p_M = 1 - e^{-p'_E}. \qquad (2)$$

当 $p'_E < 0.1$ 时：

$$p_M \approx p'_E.$$

以上海站日雨資料为例（图3）用不同选样方法选出的結果，將頻率轉換后，其最后成果相差极微。但在資料不多时，也能給出相差較大的結果。

不同的选样方法，滿足不同的設計要求。排水工程設計，要求一年几遇的設計暴雨或洪水，用年最大值法不能滿足，必需采用超定量法选样。一般水利工程，要求十年一遇，或更稀遇的設計暴雨或設計洪水，选样时可采用年最大值法或年超大值法。考虑資料的独立性，則采用年最大值法最为适宜。

2. 理論頻率曲綫

在水文計算工作中，常借助数理統計学上的理論頻率曲綫来外延水文系列。世界各国的学者創議的理論頻率曲綫种类繁多，在我国应用最广的有皮尔逊Ⅲ型曲綫及克里茨基-閔开里曲綫等。

（1）皮尔逊Ⅲ型曲綫

从图（4）可看出，皮尔逊Ⅲ型曲綫的特点是一端有限，一端无限，呈偏态分布。如以均值为原点，则当 $x=-d$, $y=0$ 时，$\frac{dy}{dx}=0$。因此

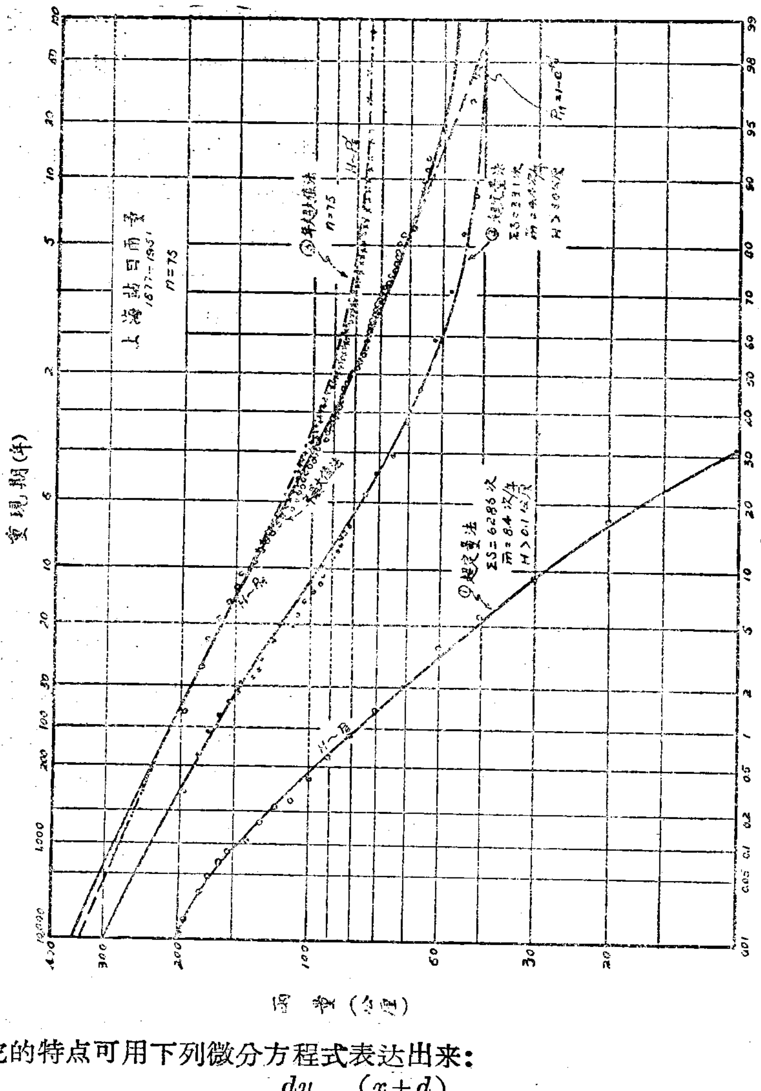


图 3

它的特点可用下列微分方程式表达出来:

$$\frac{dy}{dx}=\frac{(x+d)}{b_0+b_1x}y. \tag{3}$$

上式經积分后，則得以众值为原点的曲綫公式如下:

$$y=y_0\left(1+\frac{x}{a}\right)^{\frac{a}{d}}e^{-\frac{x}{d}}. \tag{4}$$

公式中包含 $y_0$、$a$、$d$ 三个参数，它們与 $C_v$、$C_s$ 的关系如下：

$$\left.\begin{aligned} a&=\frac{C_v}{2C_s}(4-C_s^2);\\ d&=\frac{C_vC_s}{2};\\ y_0&=\frac{2C_s\left(\frac{4}{C_s^2}-1\right)^{\frac{4}{C_s^2}}}{C_v(4-C_s^2)e^{\frac{4}{C_s^2}-1}\,\Gamma\left(\frac{4}{C_s^2}\right)} \end{aligned}\right\}\qquad(5)$$

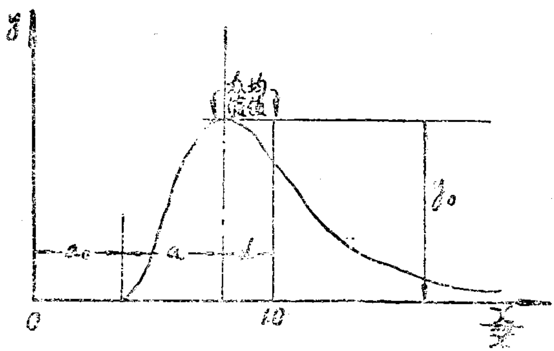


图 4

从資料中算得 $\bar{x}$、$C_v$、$C_s$，就把皮尔逊Ⅲ型曲綫的方程式确定了。由于水文計算中采用的是累积頻率曲綫，根据公式（4）积分很复杂，美国工程师福斯特將（4）式积分制成 $C_s$ 从0～3.0，相应于累积曲綫縱标志值的 $\Phi$ 系数表。則：

$$x_p=\bar{x}(1+\Phi_pC_v).\qquad(6)$$

表应用时很方便，目前在我国流行的是雷布京核对后的福斯特表。

皮尔逊Ⅲ型曲綫在 $C_s<2C_v$ 时，$a_0<0$，曲綫下端給出負值；$C_s\geqslant2$ 时曲綫呈乙型，最小极限値 $a_0$ 成为众值。由于水文系列不可能出現負值，系列中的最小值也不可能成为經常出現的众值，因此只有 $2C_v\leqslant C_s<2$ 的皮尔逊Ⅲ型曲綫符合水文系列的特性。

（2）克里茨基-閔开里曲綫

为了弥补皮尔逊Ⅲ型曲綫的缺陷，苏联学者克里茨基-閔开里假設($C_s\neq2C_v$)变量 $x$ 的函数 $x=az^b$ 服从于 $C_s=2C_v$ 的皮尔逊Ⅲ型曲綫，用函数轉換的方法得到 $x$ 本身的分布曲綫公式：

$$F(x)=\frac{\alpha^{\alpha}}{a^{\frac{\alpha}{a}}b\Gamma(\alpha)}x^{\frac{\alpha}{b}-1}e^{-\alpha\left(\frac{x}{b}\right)^{\frac{1}{b}}}. \tag{7}$$

式中 $\alpha=\frac{1}{C_{v_x}^2}$；$a$ 是 $\alpha$ 与 $b$ 的函数：

$$a=\frac{\alpha^b\Gamma(\alpha)}{\Gamma(\alpha+b)} \tag{8}$$

参数 $\alpha$、$b$ 与 $C_{v_x}$ 与 $C_{s_x}$ 成以下的关系：

$$\left.\begin{aligned}C_{v_x}&=\sqrt{\frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\alpha+2b)}{\Gamma^2(\alpha+b)}-1}\\ C_{s_x}&=\frac{\frac{\Gamma^2(\alpha)\Gamma(\alpha+3b)}{\Gamma^3(\alpha+b)}-1-3C_v^2}{C_v^3}\end{aligned}\right\} \tag{9}$$

这种曲綫的特点是在 $C_s/C_v$ 等于任何比值时，曲綫起点在 $x=0$ 原点。在 $C_s=2C_v$ 时，它等于皮尔逊Ⅲ型曲綫；$C_s<2C_v$ 时上下端小于皮尔逊Ⅲ型曲綫，$C_s>2C_v$ 时上下端大于皮尔逊Ⅲ型曲綫，另成为一新的曲綫族。

柯林尼斯托夫根据不同的 $\alpha$、$b$ 积分制成 $C_s/C_v=1.0, 1.5, 2.0$，3.0，4.0，5.0，6.0 从 $C_v=0.1\sim1.2$ 的 $k_p$ 值表，应用时甚为方便。采用时：

$$x_p=\bar{x}\cdot k_p. \tag{10}$$

这种曲綫的缺点在于：

($a$)轉換函数的假設具有經驗性缺乏論証；

($b$)起点固定在零点，不一定符合所有水文系列的特性；

($c$)$C_s=0$ 时曲綫不对称，$C_s<0$ 时不負偏，混淆了 $C_s$ 的統計概念；

($d$)$C_s/C_v>4$、$C_v>0.7$ 时曲綫的灵敏度不高。

(3)除了以上曲綫外，尙有格蘭姆-夏里埃，正态，对数正态，勃罗夫柯維奇，耿貝尔，古得力区等曲綫。这些曲綫在数学上各有所依据，但用来分析水文系列則論証都是不够的。

水文系列屬于何种曲綫分布由于观測資料少，$C_v$、$C_s$ 等参数算不

准，資料的經驗频率具有偶然性，曲綫外延部分无法校对，目前还得不到肯定的結論。

在实际应用时，可以选用一种曲綫，如皮尔遜Ⅲ型曲綫，作为資料外延的工具。

3.适綫方法

根据資料繪制頻率曲綫的方法，大致可以分为兩类：

(甲)参数适綫法：这类方法的特点是，先根据資料用求矩法算出反映資料系列特征的$\bar{x}$、$C_v$、$C_s$等参数，然后据以选擇相应的理論频率曲綫。

(1)参数的計算公式

如果我們自同一总体，抽出很多个$n$項系列的样本，把每个样本当作一完整的概率分布，样本里每項均給以$\frac{1}{n}$概率，则根据每个样本可以算得它們的均值$\bar{x}$及各阶矩$m_r$。在統計学上証明样本参数的平均值(即数学期望值)$E(x)$与总体的均值$m$及各阶中心矩$\mu_r$成以下关系：

$$\left.\begin{aligned}&E(\bar{x})=m;\\&E(m_2)=\frac{n-1}{n}\mu_2;\\&E(m_3)=\frac{(n-1)(n-2)}{n^2}\mu^3.\end{aligned}\right\}\quad(11)$$

总体的参数可用样本参数的均值估得：

$$\left.\begin{aligned}&m=\bar{x};\\&\mu_2=\frac{n}{n-1}m_2;\\&\mu_3=\frac{n^2}{(n-1)(n-2)}m_3.\end{aligned}\right\}\quad(12)$$

將以上公式化成我們常用的公式，則：

$$\left.\begin{aligned}
&m=\bar{x}=\frac{1}{n}\Sigma x;\\
&\sigma=\sqrt{\mu_2}=\sqrt{\frac{\Sigma(x-\bar{x})^2}{n-1}};\\
&C_v=\frac{\sigma}{\bar{x}}=\sqrt{\frac{\Sigma(x-\bar{x})^2}{\bar{x}^2(n-1)}}=\sqrt{\frac{\Sigma(K-1)^2}{n-1}};\\
&C_s=\frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}=\frac{n}{(n-1)(n-2)}\ \frac{\Sigma(x-\bar{x})^3}{\sigma^3}\approx\frac{\Sigma(K-1)^3}{(n-3)C_v^3}.
\end{aligned}\right\}\quad(13)$$

（2）参数的誤差

如果我們有很多样本时，則用样本参数的均值，估計总体的参数是很精确的。根据單个样本計算所得的参数就很不可靠，它們与总体参数之差 $\Delta x$ 可用高斯（正态）曲綫表示。这种抽样誤差的均方差 $\sigma$ 可从誤差理論求得（某一样本的参数落在总体参数左右各一个均方誤 $\pm\sigma$ 内的机会为 68.3%；二个均方誤 $\pm2\sigma$ 内的机会为 95.4%；三个均方誤 $\pm3\sigma$ 内的机会为 99.7%）。

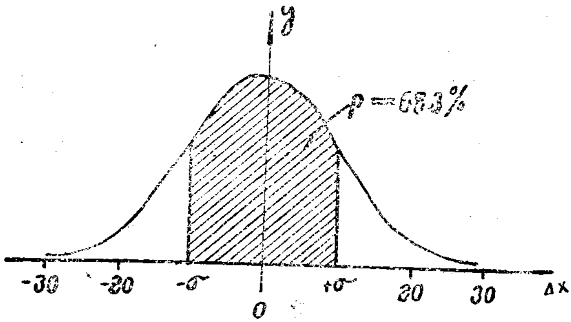


图 5

假定总体为皮尔逊Ⅲ型分布时，統計参数的均方誤差公式由金光炎同志导出如下：

$$\left.\begin{aligned}
&\sigma_{\bar{x}}=\frac{C_v}{\sqrt{n}}\bar{x};\\
&\sigma_{C_v}=\frac{C_v}{\sqrt{2n}}\sqrt{1+2C_v^2+\frac{3}{4}C_s^2-2C_vC_s};\\
&\sigma_{C_s}=\sqrt{\frac{6}{n}\left(1+\frac{3}{2}C_s^2+\frac{5}{16}C_s^4\right)}.
\end{aligned}\right\}\quad(14)$$

当 $C_s=0$，总体为正态分布时：

$$\left.\begin{aligned}\sigma_{C_v}&=\frac{C_v}{\sqrt{2n}}\sqrt{1+2C_v^2};\\ \sigma_{C_s}&=\sqrt{\frac{6}{n}}.\end{aligned}\right\}\quad(15)$$

当总体为 $C_s=2C_v$ 的皮尔逊Ⅲ型分布时：

$$\sigma_{C_v}=\frac{C_v}{\sqrt{2n}}\sqrt{1+C_v^2};$$

$$\sigma_{C_s}=\sqrt{\frac{6}{n}(1+6C_v^2+5C_v^4)}\,。\quad(16)$$

频率曲綫的縱坐标 $x_p=f(\bar{x},\ C_v,\ C_s)$。它的均方誤差公式：

当 $C_s=0$ 时，$$\sigma_{x_p}=\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\sqrt{1+\frac{\Phi^2}{2}+6\left(\frac{2\Phi}{2C_s}\right)^2};\quad(17)$$

当 $C_s=2C_v$ 时，$$\sigma_{x_p}=\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\left\{\left(1+\frac{\Phi^2}{2}+6\left(\frac{2\Phi}{2C_s}\right)^2\right)+\right.$$

$$+\left(1+3\frac{2\Phi}{2C_s}\right)\varphi C_s+\left(\frac{3}{8}\Phi^2+9\frac{2\Phi}{2C_s}\right)C_s^2+$$

$$\left.+\frac{3}{4}\Phi\frac{2\Phi}{2C_s}C_s^3+\frac{15}{8}\left(\frac{2\Phi}{2C_s}\right)^2C_s^4\right\}^{\frac{1}{2}}.\quad(18)$$

令 $E_p=\dfrac{\sigma_{x_p}\sqrt{n}}{x_p}$ 或 $\sigma_{x_p}=\dfrac{aE_p}{\sqrt{n}}x_p$.

$E_p$--般称为保証修正系数，可制成諾模图。$a$ 称为安全系数，当 $a=1$ 即采用一个均方誤 $P=68.3\%$；$a=\alpha$ 即采用二倍均方誤 $P=95.4\%$。全苏国定标准ГОСТ 3999-48的印图系根据克里茨基-閔开里公式制訂的，他們在推导公式时，未曾考虑 $\bar{x}$、$C_s$ 的誤差，推导的結果，是近似的。

从以上公式中可以看出，样本参数均方誤差的大小与系列項数的方根 $\sqrt{n}$ 成反比，并随着 $C_v$ 及 $C_s$ 的大小而变化。現有水文資料的記录往往只有一、二十年，当 $n=20$，$C_v=2C_s$ 相当于不同 $C_v$ 的样本参数的均方誤差可利用以上公式計算如下：

表1

| $C_v$ | $\sigma_{\bar{x}}$ (%) | $\sigma_{C_v}$ (%) | $\sigma_{C_s}$ (%) |
|---|---|---|---|
| 0.25 | ±5.6 | ±16.8 | ±41.7 |
| 0.50 | ±11.2 | ±19.8 | ±84.5 |
| 1.00 | ±22.4 | ±31.7 | ±360 |

从上表可以看出，在資料系列短，离差大时，根据單个样本求得的参数尤其是$C_s$值，包含有很大的偶然誤差。

(3)适綫的方法　为了减少参数的偶然誤差，避免高阶矩的計算，有人建議按特征值如最小值的比值$K_{\min}$、中值的比值$K_{50\%}$、均值的頻率$P_{\bar{x}\%}$或平均差$MD$等計算$C_v$，$C_s$。如彼得斯公式$C_v=A\dfrac{\Sigma|K-1|}{n-0.5}$，克里茨基-閔开里公式$C_s=\dfrac{2\omega}{1-K_{\min}}$，米雅科夫斯基公式$C_s=8\left(\dfrac{1-K_{50\%}}{C_v}\right)^{1.14}$等。这类公式的缺点：在于它們首先假定水文資料屬于某一种分布，而这些特征值的本身，也是根据短系列样本来确定的，同样包含有偶然誤差（尤其在資料分布不規則时）。因此求得的結果仍帶有偶然性。

苏联新国定标准采用的方法是：$\bar{x}$、$C_v$根据公式計算确定，$C_s$則采用$C_s=3-4C_v$的关系（这个比值是根据苏联欧洲部分位于相当湿潤河流上水工建設經驗制定的）。

(乙)繪点适綫法：用这类方法适綫，首先要算出每項資料的經驗頻率，点繪出它們的經驗分布，然后用目估法或最小二乘方法，通过繪点中心求与資料相适应的頻率曲綫及$\bar{x}$、$C_v$、$C_s$特征值。

(1)經驗頻率的計算公式

將选出的資料系列，順大小次序排列，根据序数$m$及总項数$n$按下列公式之一即能算得出現等于或大于某值的經驗頻率：

$$p=\frac{m-0.5}{n}, \tag{19}$$

$$p=\frac{m}{n+1}, \tag{20}$$

$$p=\frac{m-0.3}{n+0.4}. \tag{21}$$

公式(19)最早，系海森提出。它將最大值的重現期算作 2 $n$ 年一遇是缺乏理論根据的。公式(20)及(21)有一定的理論根据：

如果我們从无穷資料組成的总体中，抽出許多个($N$ 个)$n$ 項的資料系列。假定：現有系列，是 $N$ 个同样系列中的一个平均样本，即它的每一項頻率 $p_m$ 是 $N$ 个同序号样品頻率的平均值則得公式 $p=\frac{m}{n+1}$。

假定：現有系列中每項頻率 $p_m$ 是 $N$ 于同序号样品頻率的中值，則頻率可用公式 $p=\frac{m-0.3}{n+0.4}$ 近似的算得。

由于現有資料系列，不一定符合上述假定，根据任何公式計算所得的結果都具有偶然性，因此上述公式只能当作理想公式看待。在实际应用时，从安全及理論基础兩方面来考慮，往往选用公式 $p=\frac{m}{n+1}$。

(2)經驗頻率的誤差

假定 $p_a<p<p_b$；而 $p_a=\frac{1}{K}p$；$p_b=Kp$，当 $p$ 出現在 $p_a$ 与 $p_b$ 之間的机会已知的条件下，則根据概率相乘定理可以求得系列首末几項經驗頻率的均方誤差，可近似的估計如下：

表 2

| $m$ | $\sigma_p(P=68.3\%)$ | | $2\sigma_p(P=95.4\%)$ | |
|---|---|---|---|---|
| | $P_b=KP$ | $P_a=\frac{P}{K}$ | $P_b=KP$ | $P_a=\frac{P}{K}$ |
| 1 | 3.13$P$ | 0.32$P$ | 22　$P$ | 0.05$P$ |
| 2 | 2.12$P$ | 0.47$P$ | 6.0$P$ | 0.17$P$ |
| 3 | 1.52$P$ | 0.66$P$ | 2.0$P$ | 0.50$P$ |
| 4 | 1.20$P$ | 0.83$P$ | 1.3$P$ | 0.77$P$ |

从上表可以看出，根据序数 $m$ 及总項数 $n$ 統計而得的經驗頻率很不稳定，其誤差随着序数 $m$ 而变化，以系列兩端各項数值的誤差为最大。如果，我們有20年实測最大流量的資料，則在此20年資料中，其最大值有 68.3% 机会可能出現 62～6 年一遇的最大流量，有95.4% 机会可能出現 440～1 年一遇的最大流量。也就是說任何經驗頻率公式算得的最大流量在此期間都可能出現。因此，正确地确定最大或最小几項資料的經驗頻率不在于选用哪个公式，而在于如何延長系列，如何利用历史資料驗証，或者根据相鄰河流資料綜合分析确定之。

（3）适綫的方法

由于系列兩端最大最小項的經驗頻率很不可靠；根据經驗点用最小二乘方适綫，計算极繁瑣而最大最小項的經驗頻率在計算中又起决定性的作用，因此采用这种繁瑣的計算适綫方法就无实际意义了。通常，借用特制的頻率格紙如正态頻率格紙、对数正态頻率格紙等，使經驗点展成直綫分布，串过繪点中心，用目估法适綫，其精度已够应用。

在实际工作中，这二类方法混合来用，一般先用求矩法計算 $\bar{x}$、$C_v$，然后再根据經驗点选擇 $C_s$、在資料多，$C_v$ 較小（<0.5）的情况下，用求矩法算得的 $\bar{x}$、$C_v$ 試凑 $C_s$ 就能得到与資料相适应的曲綫。在資料少，$C_v$ 大（>0.5）时，往往需要稍为加大計算所得的 $C_v$ 然后再凑 $C_s$ 才能得到滿意的結果。在 $C_v>1.0$ 时甚至均值也需适当加大（用縱坐标为对数比例尺的頻率紙适綫，目估繪点的离差时，容易产生錯覚，偏重注意下部各点的离差，而忽視上端各点的离差。应用时需要特別注意）。产生以上差別的原因在于：（1）个别性資料的总矩不等于連續曲綫的积分矩，即 $\frac{1}{n}\sum_{n=1}^{n}(X-\bar{x})^r \neq \int_0(X-\bar{x})^r dp$；（2）用公式 $p=\frac{m}{n+1}$ 計算頻率时，每項資料只占 $\frac{1}{n+1}$ 概率，小于求矩法假定的 $\frac{1}{n}$ 概率。因此用求矩法計算所得的参数特别是 $C_v$、$C_s$ 往往比图解适綫所得的結果要小些。