

# 再论计量二次抽样方案的ASN的极值

韩 芝 隆

(数学教研室)

## 提 要

二次抽样方案的平均抽检个数(简记为ASN),是选取二次抽样方案的一个极为重要的依据。本文就总体服从 $\Gamma$ -分布的情形,就一类计量二次抽样方案给出ASN的极值。 $\Gamma$ -分布在水文统计、最大风速、最大风压等问题中常用到。本文对了解 $\Gamma$ -分布的二次抽样方案的ASN特性有助益。

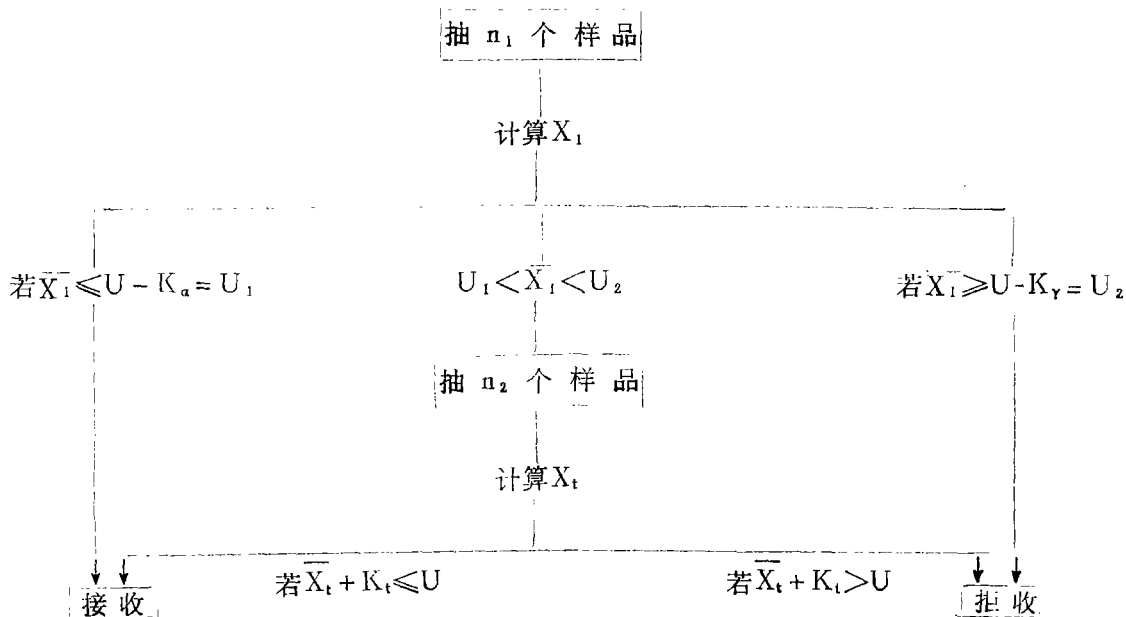
在二次抽样方案中,平均抽检个数(简记为ASN)是选取二次抽样方案的一个极为重要的依据,ASN(P)曲线一般为单峰铃形曲线,它有一极大值,一般人们总希望ASN的极大值越小越好。本文就总体服从 $\Gamma$ -分布的情形,就一类计量二次抽样方案给出ASN的极值。 $\Gamma$ -分布有时也称为皮尔逊Ⅲ型分布,它在水文统计、最大风速、最大风压等问题中常用到。因此,研究 $\Gamma$ -分布的ASN的极值有一定的实际意义。

设某个产品特征X服从 $\Gamma$ -分布,其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta^{\alpha+1} \Gamma(\alpha+1)} x^{\alpha} e^{-\frac{x}{\beta}} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

其中 $\alpha > -1$ 已知,  $\beta > 0$ 未知。

我们考虑规定上限的情形,记上限为U,不合格品率 $P = P(X > U)$ ,我们考虑由下框图所规定的计量二次抽样方案。



其中 $K_\alpha$ 、 $K_\gamma$ 及 $K_t$ 为判定数组(且 $K_\alpha > K_\gamma$ )， $n_1, n_2$ 分别为第一样本和第二样本的大小， $\bar{X}_1$ 为第一样本的均值， $\bar{X}_t$ 为联合样本的均值。

为求出ASN的极值，先看下面的引理：

引理：设 $X$ 服从 $\Gamma(\alpha, \beta)$ 分布， $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为其子样， $\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + X_2 + \dots + X_n)$ 则 $\bar{X}$ 服

从 $\Gamma(n(\alpha+1)-1, \frac{\beta}{n})$ 分布，即其密度函数为

$$f_{\bar{X}}(y) = \begin{cases} \left(\frac{\beta}{n}\right)^{n(\alpha+1)} \Gamma(n(\alpha+1))^{-1} y^{n(\alpha+1)-1} e^{-ny/\beta} & y \geq 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

证明：由特征函数定义， $X$ 的特征函数

$$\begin{aligned} \varphi_0(t) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) e^{itx} dx = \int_0^{+\infty} e^{itx} \cdot \beta^{\alpha+1} \Gamma(\alpha+1)^{-1} x^\alpha e^{-\frac{x}{\beta}} dx \\ &= \beta^{\alpha+1} \Gamma(\alpha+1)^{-1} \int_0^{+\infty} x^\alpha \cdot e^{-\frac{1-i\beta t}{\beta} x} dx \\ \text{令 } \frac{1-i\beta t}{\beta} x &= y \\ &= \beta^{\alpha+1} \Gamma(\alpha+1)^{-1} \int_0^{+\infty} \frac{1}{(1-i\beta t)^{\alpha+1}} y^\alpha e^{-y} dy \\ &= \frac{1}{(1-i\beta t)^{\alpha+1}} \end{aligned}$$

$\therefore \bar{X}$ 的特征函数

$$\begin{aligned} \varphi(t) &= [\varphi_0(\frac{t}{n})]^n = \left[ \frac{1}{(1-i\beta \frac{t}{n})^{\alpha+1}} \right]^n = \frac{1}{(1-i\frac{\beta t}{n})^{n\alpha+n}} \\ &= \frac{1}{(1-i\frac{\beta t}{n})^{(n\alpha+n-1)+1}} \end{aligned}$$

由唯一性定理知 $\bar{X} \sim \Gamma(n(\alpha+1)-1, \frac{\beta}{n})$ 分布，引理得证。

由上面框图可知

$$\begin{aligned} \text{ASN}(P) &= n_1 + n_2 [1 - P(\bar{X}_1 \leq U_1) - P(\bar{X}_1 \geq U_2)] \\ &= n_1 + n_2 [P(\bar{X}_1 \leq U_2) - P(\bar{X}_1 \leq U_1)] \end{aligned}$$

$$\therefore \frac{dASN(P)}{dP} = n_2 \left( \frac{dP(\bar{X}_1 \leq U_2)}{dP} - \frac{dP(\bar{X}_1 \leq U_1)}{dP} \right)$$

$$\text{而 } \frac{dP(\bar{X}_1 \leq U_2)}{dP} = \frac{d}{dP} \int_0^{U_2} \frac{1}{\left(\frac{\beta}{n_1}\right)^{n_1(\alpha+1)} \Gamma(n_1(\alpha+1))} y^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-\frac{n_1}{\beta}y} dy$$

$$\text{令 } \frac{n_1 y}{\beta} = t \quad \frac{d}{dP} \int_0^{\frac{n_1 U_2}{\beta}} \frac{1}{\left(\frac{\beta}{n_1}\right)^{n_1(\alpha+1)} \Gamma(n_1(\alpha+1))} \left(\frac{\beta}{n_1}\right)^{n_1(\alpha+1)-1} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} \cdot \frac{\beta}{n_1} dt$$

$$= \frac{d}{dP} \int_0^{\frac{n_1 U_2}{\beta}} \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} dt$$

$$= \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \left( -\frac{n_1 U_2}{\beta} \right)^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-\frac{n_1 U_2}{\beta}} \left( -\frac{n_1 U_2}{\beta^2} \right) \frac{d\beta}{dP}$$

$$= \frac{-1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \cdot \frac{(n_1 U_2)^{n_1(\alpha+1)}}{\beta^{n_1(\alpha+1)+1}} e^{-\frac{n_1 U_2}{\beta}} \frac{d\beta}{dP}$$

$$\text{同样 } \frac{d}{dP} P(\bar{X}_1 \leq U_1) = - \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \cdot \frac{(n_1 U_1)^{n_1(\alpha+1)}}{\beta^{n_1(\alpha+1)+1}} e^{-\frac{n_1 U_1}{\beta}} \frac{d\beta}{dP}$$

$$\text{而 } P = P(X > U) = 1 - P(X \leq U) = 1 - \int_0^U \frac{1}{\beta^{\alpha+1} \Gamma(\alpha+1)} x^{\alpha} e^{-\frac{x}{\beta}} dx$$

$$\text{令 } \frac{x}{\beta} = y \quad 1 - \int_0^{\frac{U}{\beta}} \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} y^{\alpha} e^{-y} dy \quad \text{记为} \quad = \varphi(\beta)$$

$$\therefore \frac{dP}{d\beta} = - \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} \left( \frac{U}{\beta} \right)^{\alpha} e^{-\frac{U}{\beta}} \left( -\frac{U}{\beta^2} \right) = \frac{U^{\alpha+1} e^{-\frac{U}{\beta}}}{\Gamma(\alpha+1) \beta^{\alpha+2}} = \varphi'(\beta)$$

$$\text{则 } \frac{d\beta}{dP} = \frac{1}{\varphi'(\beta)} = \frac{\beta^{\alpha+2} \Gamma(\alpha+1)}{U^{\alpha+1}} e^{\frac{U}{\beta}}$$

$$\therefore \frac{dASN(P)}{dP} = n_2 \left( \frac{-1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \cdot \frac{(n_1 U_2)^{n_1(\alpha+1)}}{\beta^{n_1(\alpha+1)+1}} e^{-\frac{n_1 U_2}{\beta}} + \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \cdot \frac{(n_1 U_1)^{n_1(\alpha+1)}}{\beta^{n_1(\alpha+1)+1}} e^{-\frac{n_1 U_1}{\beta}} \right) \frac{d\beta}{dP}$$

$$\therefore \frac{d\beta}{dP} > 0 \quad (\beta > 0) \quad \text{令 } \frac{dASN(P)}{dP} = 0 \quad \text{得}$$

$$(n_1 U_2)^{n_1(\alpha+1)} e^{-\frac{n_1 U_2}{\beta}} = (n_1 U_1)^{n_1(\alpha+1)} e^{-\frac{n_1 U_1}{\beta}}$$

$$\left(\frac{U_2}{U_1}\right)^{n_1(\alpha+1)} = e^{\frac{n_1}{\beta}(U_2-U_1)}$$

$$\frac{n_1}{\beta}(U_2-U_1) = n_1(\alpha+1) \ln \frac{U_2}{U_1}$$

$$\therefore \beta_0 = \frac{U_2-U_1}{\alpha+1} \cdot \frac{1}{\ln \frac{U_2}{U_1}} = \frac{K_a-K_v}{\alpha+1} \cdot \frac{1}{\ln \frac{U-K_v}{U-K_a}}$$

$$\text{当 } \beta < \beta_0 \text{ 时, } \frac{n_1}{\beta}(U_2-U_1) > n_1(\alpha+1) \ln \frac{U_2}{U_1}$$

$$e^{\frac{n_1}{\beta}(U_2-U_1)} > \left(\frac{U_2}{U_1}\right)^{n_1(\alpha+1)}$$

$$(n_1 U_1)^{n_1(\alpha+1)} e^{-\frac{n_1 U_1}{\beta}} > (n_1 U_2)^{n_1(\alpha+1)} e^{-\frac{n_1 U_2}{\beta}}$$

$$\therefore \frac{dASN(P)}{dP} > 0$$

$$\text{同样, 当 } \beta > \beta_0 \text{ 时, } \frac{dASN(P)}{dP} < 0$$

$$\text{而 } P = 1 - \int_0^{\frac{U}{\beta}} \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} y^\alpha e^{-y} dy = \varphi(\beta) \text{ 为 } \beta \text{ 的增函数}$$

$$\text{故当 } P < P_0 = \varphi(\beta_0) \text{ 时 } \frac{dASN(P)}{dP} > 0$$

$$\text{当 } P > P_0 = \varphi(\beta_0) \text{ 时 } \frac{dASN(P)}{dP} < 0$$

$$\therefore P_0 = \varphi(\beta_0) = 1 - \int_0^{\frac{U}{\beta_0}} \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} y^\alpha e^{-y} dy$$

$$= 1 - \int_0^{\frac{U}{\beta_0}} \frac{y^\alpha}{\Gamma(\alpha+1)} \left( 1 - y + \frac{y^2}{2!} - \frac{y^3}{3!} + \dots \right) dy$$

$$= 1 - \frac{\left(\frac{U}{\beta_0}\right)^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} \left( \frac{1}{\alpha+1} - \frac{\frac{U}{\beta_0}}{\alpha+2} + \frac{\left(\frac{U}{\beta_0}\right)^2}{(\alpha+3)2!} - \frac{\left(\frac{U}{\beta_0}\right)^3}{(\alpha+4)3!} + \dots \right)$$

为ASN(P)的极大值点。

$$\therefore \text{ASN}(P) = n_1 + n_2 [P(\bar{X}_1 \leq U_2) - P(\bar{X}_1 \leq U_1)]$$

$$\therefore \text{ASN}_{\text{极大}} = n_1 + n_2 \left( \int_0^{U_2} \frac{1}{\left(\frac{\beta_0}{n_1}\right)^{n_1(\alpha+1)} \Gamma(n_1(\alpha+1))} y^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-\frac{n_1 y}{\beta_0}} dy \right. \\ \left. - \int_0^{U_1} \frac{1}{\left(\frac{\beta_0}{n_1}\right)^{n_1(\alpha+1)} \Gamma(n_1(\alpha+1))} y^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-\frac{n_1 y}{\beta_0}} dy \right)$$

$$\text{令 } \frac{n_1 y}{\beta_0} = t \quad n_1 + n_2 \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \left( \int_0^{\frac{n_1 U_2}{\beta_0}} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} dt - \int_0^{\frac{n_1 U_1}{\beta_0}} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} dt \right)$$

$$\text{而 } \int_0^{\frac{n_1 U_2}{\beta_0}} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} dt = \int_0^{\frac{n_1 U_2}{\beta_0}} t^{n_1(\alpha+1)-1} [1 - \frac{t}{1!} + \frac{t^2}{2!} - \frac{t^3}{3!} + \dots] dt$$

$$= \left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^{n_1(\alpha+1)} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} - \frac{\frac{n_1 U_2}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} - \frac{\left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \right)$$

同理可得

$$\int_0^{\frac{n_1 U_1}{\beta_0}} t^{n_1(\alpha+1)-1} e^{-t} dt = \left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^{n_1(\alpha+1)} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} - \frac{\frac{n_1 U_1}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} \right. \\ \left. - \frac{\left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \right)$$

$$\therefore \text{ASN}_{\text{极大}} = n_1 + n_2 \frac{\left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^{n_1(\alpha+1)}}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} - \frac{\frac{n_1 U_2}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} - \frac{\left(\frac{n_1 U_2}{\beta_0}\right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \right) \\ - \frac{\left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^{n_1(\alpha+1)}}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} - \frac{\frac{n_1 U_1}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} - \frac{\left(\frac{n_1 U_1}{\beta_0}\right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \right)$$

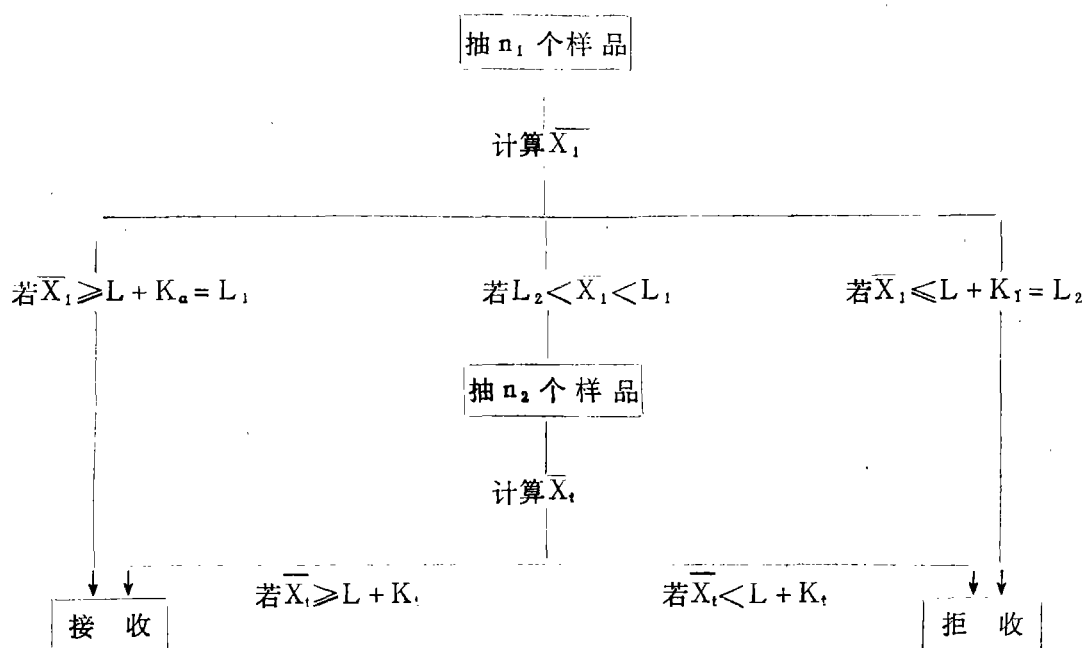
郭同德、韩芝隆的结果<sup>[4]</sup>是上式的一个特例: 令  $\alpha = 0$ ,  $\beta_0 = -\frac{1}{\lambda_0}$ , 再利用逐项微分逐项积分法

求级数的和, 上式就变成

$$\begin{aligned} \text{ASN极大} = n_1 + n_2 & \left( (1 + n_1 \lambda_0 U_1 + \dots + \frac{(n_1 \lambda_0 U_1)^{n_1-1}}{(n_1-1)!}) e^{-n_1 \lambda_0 U_1} \right. \\ & \left. - (1 + n_1 \lambda_0 U_2 + \dots + \frac{(n_1 \lambda_0 U_2)^{n_1-1}}{(n_1-1)!}) e^{-n_1 \lambda_0 U_2} \right) \end{aligned}$$

这正是[4]中的结果。

同样, 对于规定下限的情形, 设下限为L不合格品率 $P = P(X < L)$ , 我们考虑由如下框图所规定的计量二次抽样方案。



其中  $K_a$ ,  $K_r$  及  $K_t$  为判定数组,  $n_1$  与  $n_2$  分别为第一样本与第二样本的大小,  $\bar{X}_1$  为第一样本的均值,  $\bar{X}_{12}$  为联合样本的均值, 则

$$\begin{aligned} P_0 = \int_0^{\frac{L}{\beta_0}} \frac{1}{\Gamma(\alpha+1)} y^\alpha e^{-y} dy = \frac{(\frac{L}{\beta_0})^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} & \left( \frac{1}{\alpha+1} - \frac{\frac{L}{\beta_0}}{\alpha+2} + \frac{(\frac{L}{\beta_0})^2}{(\alpha+3)2!} \right. \\ & \left. - \frac{(\frac{L}{\beta_0})^3}{(\alpha+4)3!} + \dots \right) \text{ 为 ASN(P) 的极大值点。} \end{aligned}$$

$$\beta_0 = \frac{K_r - K_a}{\alpha+1} \frac{1}{\ln(L + K_r) - \ln(L + K_a)}$$

(下转122页)

## 参 考 文 献

- [1] 武振国, 郑州工学院学报, 第二期, 128 (1982)。
- [2] Irving M. Klotz, Robert M. Rosenberg, Chemical Thermodynamics, 321-331 (1972)。
- [3] [美]V·尔德弗H·F·哈梅卡U·布卢克斯著, 薛宽宏等译, 物理化学, 高等教育出版社, 145-146 (1984)。
- [4] Gilbert W. Castellan, Physical Chemistry, Addison-Wesley Publishing Company, INC, 320-322 (1964)。

(上接114页)

$$\begin{aligned}
 ASN_{\text{极大}} = n_1 + n_2 \cdot \frac{1}{\Gamma(n_1(\alpha+1))} & \left( \left( \frac{n_1 L_1}{\beta_0} \right)^{n_1(\alpha+1)} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} \right. \right. \\
 & - \frac{\frac{n_1 L_1}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left( \frac{n_1 L_1}{\beta_0} \right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} - \frac{\left( \frac{n_1 L_1}{\beta_0} \right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \Big) \\
 & - \left( \frac{n_1 L_2}{\beta_0} \right)^{n_1(\alpha+1)} \left( \frac{1}{n_1(\alpha+1)} - \frac{\frac{n_1 L_2}{\beta_0}}{n_1(\alpha+1)+1} + \frac{\left( \frac{n_1 L_2}{\beta_0} \right)^2}{[n_1(\alpha+1)+2]2!} \right. \\
 & \left. \left. - \frac{\left( \frac{n_1 L_2}{\beta_0} \right)^3}{[n_1(\alpha+1)+3]3!} + \dots \right) \right)
 \end{aligned}$$

其证明与规定上限时的情形相同。

## 参 考 文 献

- [1] 《工业应用统计》 马毅林编
- [2] 《应用数学学报》第六卷第一期 1983,1
- [3] 《概率论及数理统计》 中山大学数学系编
- [4] 《一类计量二次抽样方案的ASN的极值》 郑州工学院学报 1986年第一期