



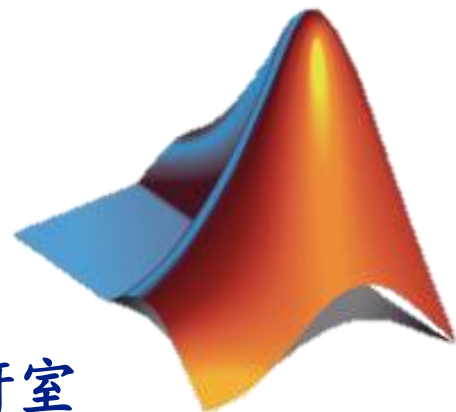
西北工业大学
NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY



概率论与数理统计

徐爽

西北工业大学理学院概率统计教研室





第六章 参数估计

第一节 参数的点估计

第二节 估计量的评价标准

第三节 参数的区间估计



第一节 参数的点估计



一、问题的提出



二、矩估计法



三、最大似然估计



点估计

(1)当总体 X 分布函数 $F(x; \theta)$ 形式已知, 参数 θ 未知

例如 $X \sim N(\mu, \sigma^2), X \sim B(n, p), X \sim P(\lambda),$

$$(x_1, x_2, \dots, x_n) \xrightarrow{\text{估计}} \theta$$

(2)当总体 X 分布函数 $F(x; \theta)$ 形式未知

$$\bar{X} \xrightarrow{p} EX \quad S_n^{*2} \xrightarrow{p} DX$$

这类问题称为**参数的点估计**。

$$(x_1, x_2, \dots, x_n) \xrightarrow{\text{估计}} \theta, E(X^k)$$



解决上述参数 θ 的点估计问题的思路是：设法构造一个合适的统计量 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ，对 θ 作出合理的估计。

在数理统计中称统计量 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 θ 的**估计量**， $\hat{\theta}$ 的观测值 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 称为 θ 的**估计值**。

点估计常用方法：**矩估计**和**最大似然估计法**。



二、矩估计法

英国统计学家皮尔逊(K.Pearson)在1894年提出.

基本思想:

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$$

估计



$$E(X^k)$$



$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$$

估计



$$E[X - E(X)]^k;$$

并由此得到未知参数的估计量.



理论基础

$$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \xrightarrow{p} E(X^k)$$

$$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k \xrightarrow{p} E[X - E(X)]^k;$$

特别的

$$A_1 = \bar{X} \xrightarrow{P} EX$$

$$B_2 = S_n^2 \xrightarrow{P} DX$$



例1 设总体 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, 求参数 λ 的矩估计量.

解 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个样本,

由于 $E(X) = \lambda$, 可得

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \hat{E}X = \hat{\lambda}$$

$$\therefore \hat{\lambda} = \bar{X}$$



矩估计法:

设总体 X 的分布函数为 $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$
 $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ 是 m 个待估计的未知参数。

(1) 计算总体直到 m 阶矩

$$\alpha_k = E(X^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k dF(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = \alpha_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$$

(2) 用样本矩作为总体矩的估计, 即令

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k = \hat{\alpha}_k = \alpha_k(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m) \quad (k = 1, 2, \dots, m)$$



这便得到含 m 个参数 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m$ 的 m 个方程组,

(3) 解该方程组得

$$\hat{\theta}_k = \hat{\theta}_k(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (k = 1, 2, \dots, m)$$

以 $\hat{\theta}_k$ 作为参数 θ_k 的估计量. 这种求出估计量的方法
称为**矩估计法** .



例2 求总体 X 的均值 μ 和方差 σ^2 的矩估计.

解 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个样本,

(1)求各阶矩
$$\begin{cases} E(X) = \mu \\ E(X^2) = D(X) + (EX)^2 = \sigma^2 + \mu^2 \end{cases}$$

(2)用样本矩估计总体矩, 故令

$$\begin{cases} \bar{X} = \hat{E}(X) = \hat{\mu} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = \hat{E}(X^2) = \hat{\sigma}^2 + \hat{\mu}^2 \end{cases}$$

(3)解方程, 得参数的矩估计

$$\begin{cases} \hat{\mu} = \bar{X} \\ \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 = S_n^2 \end{cases}$$



例3 设总体 X 服从区间上 $[\theta_1, \theta_2]$ 的均匀分布, 求参数 θ_1, θ_2 的矩估计量.

解 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是总体 X 的一个样本, 容易求得

(1) 求各阶矩

$$\begin{cases} E(X) = \frac{\theta_1 + \theta_2}{2} \\ D(X) = \frac{(\theta_2 - \theta_1)^2}{12} \end{cases}$$



(2)用样本均值/方差估计总体均值方差，故令

$$\begin{cases} \bar{X} = \hat{E}(X) = \frac{\hat{\theta}_1 + \hat{\theta}_2}{2} \\ S_n^2 = \hat{D}(X) = \frac{(\hat{\theta}_2 - \hat{\theta}_1)^2}{12} \end{cases}$$

(3)解得 θ_1 和 θ_2 的矩估计量为

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X} - \sqrt{3}S_n$$

$$\hat{\theta}_2 = \bar{X} + \sqrt{3}S_n$$



例4 设总体 X 的分布 密度为

$$p(x; \theta) = \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} \quad (-\infty < x < +\infty, \theta > 0)$$

X_1, X_2, \dots, X_n 为总体 X 的一个样本, 求参数 θ 的矩估计量.

解 由于 $p(x; \theta)$ 只含有一个未知参数 θ , 一般只需求出 $E(X)$ 便能得到 θ 的矩估计量, 但是

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx = 0$$

即 $E(X)$ 不含有 θ , 故不能由此得到 θ 的矩估计量.



法一：由于

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx = \frac{1}{\theta} \int_0^{+\infty} x^2 e^{-\frac{x}{\theta}} dx = 2\theta^2$$

$$\text{令 } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = \hat{E}(X^2) = 2\hat{\theta}^2$$

于是解得 θ 的矩估计量为

$$\hat{\theta} = \sqrt{\frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n X_i^2}$$

法二：本例 θ 的矩估计量也可以这样求得

$$E|X| = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \frac{1}{2\theta} e^{-\frac{|x|}{\theta}} dx = \frac{1}{\theta} \int_0^{+\infty} x e^{-\frac{x}{\theta}} dx = \theta$$



故令

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i| = \hat{E}|X| = \hat{\theta}$$

即 θ 的矩估计量为

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_i|$$

该例表明参数的矩估计量不唯一。



三、最大似然估计

科比和一位同学一起打篮球，已知投中一球。



谁投中的



科 比

科比投中的概率最大

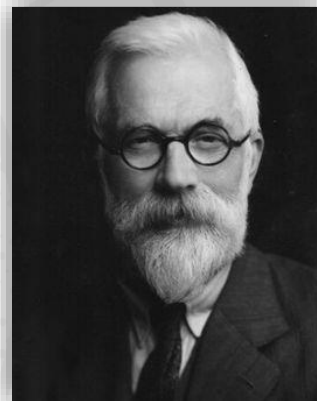


最大似然估计

—用看起来最像的去估计



德国数学家、物理学家、
天文学家
Gauss (1777-1855)



英国统计与遗传学家，
R. A. Fisher
(1890~1962)



1. 基本思想

最大似然原理

试验中概率最大的事件最有可能出现

即如有一个试验若干个可能结果 A, B, C, \dots , 若在一次试验中, 结果 A 出现, 则认为 A 出现的概率最大。



例 5



实际问题



数学问题

100个球：白球和黑球



90:10 10:90

从盒中抽1个球，试根据**抽取的球的颜色**估计黑球的概率 p 。

$p = 1/10, 9/10?$

分析：

当取白球，要使 $P\{\text{白球}\} = 1 - p$ 最大， $\hat{p} = 1/10$

当取黑球，要使 $P\{\text{黑球}\} = p$ 最大， $\hat{p} = 9/10$

A 发生， $P\{A; \theta\}$ ，则由 $P\{A; \theta\}_{\max} \Rightarrow \hat{\theta}$





2、似然函数 样本取样本值的概率 $P\{A; \theta\}$

设总体 $X \sim p(x; \theta)$ ，其中 $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ 是未知参数，

则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布为 $\prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$ 。

当给定样本值 (x_1, x_2, \dots, x_n) 后，它只是参数 θ 的函数，

记为 $L(\theta)$ ，即

似然函数

$$L(\theta) = P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$$

$L(\theta)_{\max}$?



3、最大似然估计

$$p\{A; \theta\} \Rightarrow L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) \quad L(\theta)_{\max} ?$$

定义6.2

如果 $L(\theta)$ 在 $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m)$ 处达到最大，则称

$\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_m$ 分别为 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ 的**最大似然估计值**。

若将 $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 中的样本值换成样本，

则 $\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 $\hat{\theta}_i$ 的**最大似然估计量**。



4、似然方程

似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$

➡ 对数似然函数 $\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln p(x_i; \theta)$

由于 $\ln L(\theta)$ 与 $L(\theta)$ 有相同的最大值点. 因此 $\hat{\theta}$ 为最大似然估计的必要条件为

$$\left. \frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta=\hat{\theta}} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, m)$$

称为**似然方程**, 其中 $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$.



5、一般步骤

1° 求似然函数

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$$

2° 求出 $\ln L(\theta)$ 及似然方程

$$\left. \frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta=\hat{\theta}} = 0$$
$$(i = 1, 2, \dots, m)$$

3° 解似然方程得到最大似然估计值

$$\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(x_1, x_2, \dots, x_m)$$
$$(i = 1, 2, \dots, m)$$

4° 最后得到最大似然估计量

$$\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(X_1, X_2, \dots, X_m)$$
$$(i = 1, 2, \dots, m)$$



例6 假设某机场每天的乘客人数 X 服从泊松分布 $P(\lambda)$, 其中 λ 为未知参数。现统计一年数据, 试估计参数 λ 的最大似然估计值。

55	55	56	57	44	56	54	60	53	57	64	55	50	52	53	55	43	52	54	53	57	33	56	52
61	51	58	65	69	69	58	59	47	66	62	59	45	57	68	51	68	59	55	73	63	56	65	61
54	66	55	62	62	60	53	53	59	58	50	55	59	68	59	58	62	47	64	56	73	35	62	66
55	60	63	55	38	52	54	48	48	52	59	53	53	56	60	48	57	54	62	45	55	51	79	61
61	48	69	62	57	55	53	52	63	61	53	47	55	54	61	48	64	56	48	73	60	54	63	58
59	55	66	50	56	55	63	52	60	55	51	54	40	55	55	65	45	62	51	64	57	52	74	55
46	58	56	61	40	57	49	65	60	69	66	58	67	45	58	58	47	43	57	53	68	66	64	50
61	63	73	55	41	65	52	62	59	63	55	75	50	60	47	37	49	72	60	44	53	53	61	64
60	52	44	60	67	60	40	52	69	54	47	59	63	62	54	57	44	66	60	59	54	59	80	67
64	57	47	44	56	51	48	62	46	64	56	57	52	55	58	71	68	55	70	57	60	41	50	52
49	61	55	54	66	61	44	45	49	55	51	64	56	50	55	50	67	51	58	61	52	60	54	57
69	64	64	69	50	51	60	65	69	61	46	52	48	54	53	60	58	54	64	52	70	69	67	48
54	46	47	51	58	53	61	63	47	67	57	60	53	54	66	50	60	61	42	42	65	58	54	53
61	62	55	57	52	48	54	61	71	66	55	54	54	52	49	55	51	62	57	41	50	65	53	61
64	66	71	58	57	58	69	48	55	56	51	48	64	60	60	57	59	54	52	56	44	44	55	55

解 由于总体 $X \sim P(\lambda)$, 故有

$$P\{X = x\} = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$





1、似然函数：

$$\begin{aligned} L(\lambda) &= P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{\lambda^{x_i}}{x_i!} e^{-\lambda} = \lambda^{\sum_{i=1}^n x_i} \cdot e^{-n\lambda} / \prod_{i=1}^n x_i! \end{aligned}$$

2、对数似然函数：

$$\ln L(\lambda) = \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \ln \lambda - \ln \prod_{i=1}^n [x_i! - n\lambda]$$

似然方程 $\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = 0$



3、求解似然方程

$$\frac{d \ln L(\lambda)}{d \lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^n x_i - n = 0$$

即 $\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$ 为**最大似然估计值**

4、由已知数据计算

$$\hat{\lambda} = \bar{x} = \frac{20380}{360} \approx 56.61 \quad \therefore X \sim P(56.61)$$



例7 设总体

$$X \sim p(x) = \begin{cases} \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad \theta > 0 \text{未知},$$

试求参数 θ **矩估计量**和**最大似然估计量** .

解 (1) 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是总体 X 的样本,
其观测值为 (x_1, x_2, \dots, x_n) ,

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot p(x; \theta) dx$$



$$E(X) = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\theta^2}{x^3} \cdot e^{-\frac{\theta}{x}} dx$$

$$= \int_0^{+\infty} \frac{\theta^2}{x^2} \cdot e^{-\frac{\theta}{x}} dx$$

$$= \theta \int_0^{+\infty} e^{-\frac{\theta}{x}} d\left(-\frac{\theta}{x}\right) = -\theta$$

故 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = -\hat{\theta}$

即 θ 的矩估计量为 $\hat{\theta} = -\bar{X} = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$



(2)

似然函数为

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$$

$$= \begin{cases} \prod_{i=1}^n \left(\frac{\theta^2}{x_i^3} e^{-\frac{\theta}{x_i}} \right), & x_i > 0 (i = 1, 2, \dots, n) \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

当 $x_i > 0 (i = 1, 2, \dots, n)$ 时

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[2 \ln \theta - \ln x_i^3 - \frac{\theta}{x_i} \right]$$

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[2 \ln \theta - \ln x_i^3 - \frac{\theta}{x_i} \right]$$

令 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{2}{\theta} - \frac{1}{x_i} \right) = \frac{2n}{\theta} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i} = 0$

解得 $\theta = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i}}$

则最大似然计量

$$\hat{\theta} = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}}$$



$$X \sim p(x) = \begin{cases} \frac{\theta^2}{x^3} e^{-\frac{\theta}{x}}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}, \quad \theta > 0 \text{ 未知},$$

矩估计量

$$\hat{\theta} = -\bar{X}$$

最大似然估计量

$$\theta = \frac{2n}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{X_i}}$$

哪个估计量好?



课后思考

某地区抽样调查表明成年男性的红细胞数（RBC）服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。现对150个人的抽血化验结果进行分析，测得红细胞数分别为（单位 10^{12} 个/L），**试估计红细胞数的均值和方差，并思考估计的误差和精度？**

[5.19, 4.89, 5.15, 4.74, 4.79, 5.15, 4.3, 4.47, 4.13, 5.14, 4.54, 4.1, 5.82, 4.5, 4.87]
[4.02, 5.23, 5.01, 3.89, 4.33, 4.69, 4.54, 4.22, 4.64, 4.89, 4.7, 4.83, 5.17, 4.61, 4.97]
[4.49, 5.19, 4.9, 5.2, 4.93, 4.69, 4.81, 4.64, 4.82, 4.4, 5.4, 4.39, 4.61, 4.5, 4.1]
[4.63, 4.46, 5.3, 5.13, 5.05, 5.19, 4.62, 4.12, 5.08, 3.96, 4.37, 4.71, 4.94, 4.3, 4.3]
[4.94, 4.86, 5.16, 4.75, 5.13, 3.82, 4.88, 4.74, 4.63, 5.57, 5.1, 4.9, 4.29, 4.35, 4.55]
[4.02, 4.33, 4.86, 4.72, 4.45, 4.53, 4.93, 4.5, 5.44, 4.48, 4.89, 4.35, 5.58, 4.66, 4.8]
[4.96, 4.17, 4.45, 3.66, 4.95, 4.19, 4.34, 5.71, 4.54, 4.8, 4.65, 4.62, 5.16, 4.0, 5.25]
[4.22, 5.16, 4.46, 5.01, 4.79, 4.58, 4.67, 5.25, 4.89, 5.0, 4.28, 4.9, 5.1, 5.02, 4.62]
[4.78, 4.75, 5.27, 3.79, 5.11, 5.04, 3.81, 3.65, 5.04, 4.8, 4.62, 3.94, 4.36, 4.7, 5.31]
[5.04, 4.73, 4.04, 3.73, 4.99, 5.11, 5.25, 4.94, 4.79, 4.35, 4.71, 5.21, 4.89, 5.06, 4.96]



内容小结

$$X \sim F(x; \theta)$$

估计量

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

随机变量

估计值

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

常量

两种求点估计的方法: { 矩估计法
最大似然估计法



矩估计

(1) 计算总体矩。

$$E\left(X^k\right)=\int_{-\infty}^{+\infty} x^k d F\left(x ; \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m\right)=\alpha_k\left(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m\right)$$

(2) 用样本矩作为总体矩的估计，即令

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k = \alpha_k\left(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \cdots, \hat{\theta}_m\right) \quad (k=1, 2, \cdots, m)$$

(3) 解该方程组得估计量

$$\hat{\theta}_k = \hat{\theta}_k\left(X_1, X_2, \cdots, X_n\right) \quad (k=1, 2, \cdots, m)$$

估计值 $\hat{\theta}_k = \hat{\theta}_k\left(x_1, x_2, \cdots, x_n\right)$



最大似然估计

1° 求似然函数 $L(\theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta)$;

2° 求出 $\ln L(\theta)$ 及似然方程

$$\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta_i} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, m)$$

3° 解似然方程得到**最大似然估计值**

$$\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(x_1, x_2, \dots, x_m) \quad (i = 1, 2, \dots, m)$$

4° 最后得到**最大似然估计量**

$$\hat{\theta}_i = \hat{\theta}_i(X_1, X_2, \dots, X_m) \quad (i = 1, 2, \dots, m)$$



在统计问题中往往先使用最大似然估计法，
在最大似然估计法使用不方便时，再用矩估计法。

结论： $X \sim P(\lambda) \Rightarrow$

$\lambda = \bar{X}$ 为矩估计，最大似然估计

$X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow$

$\hat{\mu} = \bar{X}, \hat{\sigma}^2 = S_n^2$ 为矩估计，最大似然估计

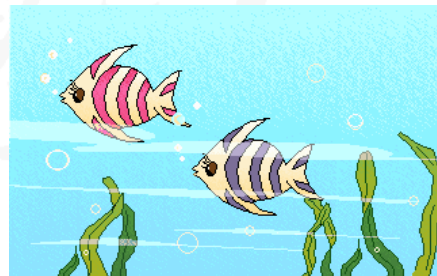


思考题 试用最大似然法估计湖中的鱼数.

为了估计湖中的鱼数 N ，第一次捕上 r 条鱼，做上记号后放回. 隔一段时间后，再捕出 S 条鱼，结果发现这 S 条鱼中有 k 条标有记号. 根据这个信息, 如何估计湖中的鱼数呢?

第二次捕出的有记号的鱼数 X 是 $r.v$ ， X 具有超几何分布：

$$P\{X = k\} = \frac{\binom{r}{k} \binom{N-r}{S-k}}{\binom{N}{S}},$$



$$0 \leq k \leq \min(S, r)$$



$$P\{X = k\} = \frac{\binom{r}{k} \binom{N-r}{S-k}}{\binom{N}{S}}$$

把上式右端看作 N 的函数，记作 $L(N; k)$ 。

应取使 $L(N; k)$ 达到最大的 N ，作为 N 的最大似然估计。

但用对 N 求导的方法相当困难，我们考虑比值：

$$\frac{P(X = k; N)}{P(X = k; N - 1)} = \frac{(N - S)(N - r)}{N(N - r - S + k)}$$

经过简单的计算知，这个比值大于或小于1，

由 $N < \frac{Sr}{k}$ 或 $N > \frac{Sr}{k}$ 而定。



$$\frac{P(X = k; N)}{P(X = k; N - 1)} = \frac{(N - S)(N - r)}{N(N - r - S + k)}$$

经过简单的计算知，这个比值大于或小于1，

由 $N < \frac{Sr}{k}$ 或 $N > \frac{Sr}{k}$ 而定。

这就是说，当 N 增大时，序列 $P(X=k;N)$ 先是上升而后下降；当 N 为小于 $\frac{Sr}{k}$ 的最大整数时，达到最大值。故 N 的最大似然估计为 $\hat{N} = [\frac{Sr}{k}]$ 。



西北工业大学

NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY



6-1 参数的点估计

Thank You!

