

虽然是次数，有时间跨度

例1 设某炸药厂一天中发生着火现象的次数 X 服从参数为 λ 的泊松分布， λ 未知，有以下样本值；试估计参数 λ 。

| | | | | | | | | |
|--------------------|----|----|----|----|---|---|---|--------------|
| 着火的次数 k | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | |
| 发生 k 次着火天数 n_k | 75 | 90 | 54 | 22 | 6 | 2 | 1 | $\sum = 250$ |

1. 泊松分布: $E(X) = \lambda$ (μ_1)

2. 建立方程: $\mu_1 = A_1$

$$\begin{cases} \mu_1 = E(X) = \lambda \\ A_1 = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{250} (0 \times 75 + 1 \times 90 + \dots + 6 \times 1) = 1.22 \end{cases}$$

$$\therefore \lambda = 1.22$$

估计参数 λ 为1.22

| 样本组 | 总体组 | 参数 |
|---------------------------|--------|-------------|
| 均值 次数 \rightarrow 概率 | $E[X]$ | λ ? |

泊松分布可由二项分布推导，结果是

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

$$* 5! = 5 \times 4 \times 3 \times 2 \times 1$$

$$E[X] = \int x \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} dx$$

$$= \int \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x-1}}{(x-1)!} \cdot \lambda dx$$

$$= \lambda \int \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x-1}}{(x-1)!} dx$$

$= \lambda \int f(x) dx$
所有可能性之和为1

$=$

例2 设总体 $X \sim U[a, b]$, a, b 未知: X_1, \dots, X_n 是一个样本, 求 a, b 的矩估计量。

1. 均匀分布: $E(X) = \frac{a+b}{2}$ $D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

2. 构造方程: $\begin{cases} \mu = A_1 \\ \mu_2 = A_2 \end{cases}$

$$\mu = E(X) = \frac{a+b}{2}$$

$$\mu_2 = E(X^2) = D(X) + E^2(X) = \frac{(b-a)^2}{12} + \frac{(a+b)^2}{4}$$

$$A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

$$A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

$$\text{联立} \begin{cases} \frac{a+b}{2} = A_1 \\ \frac{(b-a)^2}{12} + \frac{(a+b)^2}{4} = A_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} a+b = 2A_1 \\ (b-a)^2 = 12(A_2 - A_1^2) \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} a = A_1 - \sqrt{3(A_2 - A_1^2)} \\ b = A_1 + \sqrt{3(A_2 - A_1^2)} \end{cases}$$

将 $\begin{cases} A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \end{cases}$ 代入上式

例3 设 X_1, \dots, X_n 是取自总体 X 的一个样本, X 的

密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$, 求 θ 的矩估计量。

https://blog.csdn.net/Year_1997

1. 分布未知, 单参数 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x(\theta+1)x^\theta dx$

2. 构造方程 $\mu_1 = A_1$

$$\mu_1 = E(X) = \frac{\theta+1}{\theta+2}$$

$$A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{x}$$

$$\therefore \lambda \quad \theta = \frac{1-2\bar{x}}{\bar{x}-1}$$

$$\begin{aligned} &= (\theta+1) \int_0^1 x^{\theta+1} dx \\ &= (\theta+1) \cdot \frac{1}{\theta+2} x^{\theta+2} \Big|_0^1 \\ &= \frac{\theta+1}{\theta+2} \end{aligned}$$

https://blog.csdn.net/Year_1997

之前推了泊松的 $E(X)$,
就是从 $f(x)$ 出发的

这和上面这儿一样, 不用做

03 练习

练习 设总体的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \lambda x^{\lambda-1} & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

其中 $\lambda > 0$ 是未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 是取自总体的样本, 求参数 λ 的矩估计。

练习 设总体的概率密度为 $f(x) = \begin{cases} \lambda x^{\lambda-1} & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

其中 $\lambda > 0$ 是未知参数, X_1, X_2, \dots, X_n 是取自总体的样本, 求参数 λ 的矩估计。

$$\begin{aligned} E(X) &= \mu_1 = g(\lambda), \quad E(X) = \int_0^1 x f(x) dx = \int_0^1 x \cdot \lambda x^{\lambda-1} dx \\ &= \lambda \int_0^1 x^\lambda dx = \lambda \cdot \left[\frac{x^{\lambda+1}}{\lambda+1} \right]_0^1 = \frac{\lambda}{\lambda+1} \Rightarrow \end{aligned}$$

$$\mu_1 = \frac{\lambda}{\lambda+1} \Rightarrow \lambda = h(\mu_1), \quad \lambda \mu_1 + \mu_1 = 1 \quad (\mu_1) \lambda = -\mu_1$$

$$\lambda = \frac{\mu_1}{1-\mu_1}, \quad \mu_1 = \bar{x}, \quad \Rightarrow \hat{\lambda} = \frac{\bar{x}}{1-\bar{x}} \quad \text{矩估计量}$$

例9.2.4 设 $X \sim B(1, p)$; X_1, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本, 试求参数 p 的最大似然估计量。

1. 写出似然函数:

已知分布: $f(x) = p^x(1-p)^{1-x} \quad x=0$

似然函数为 $L(p) = \prod_{i=1}^n p^{x_i}(1-p)^{1-x_i} = p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{n - \sum_{i=1}^n x_i}$

2. 取对数:

$$\ln L(p) = \sum_{i=1}^n x_i \ln p + (n - \sum_{i=1}^n x_i) \ln(1-p)$$

3. 求导: $= 0, \quad \sum_{i=1}^n x_i \frac{1}{p} + (n - \sum_{i=1}^n x_i) \frac{-1}{1-p} = 0$

4. 解得 $p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$ (值)

最大似然估计量为 $p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X}$

https://blog.csdn.net/qq_37177349

二项分布 $\text{Bin}(n, p)$

Binomial

$$f(x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

当 $n=1$, 便有上面的式子

例9.2.5 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$; X_1, \dots, X_n 是来自 X 的一个样本,
试求参数 μ, σ^2 的最大似然估计量。

解: 1. 写出似然函数:

$$\text{已知 } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\text{似然函数: } L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n f(x_i) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^n} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

2. 取对数:

$$\ln L(\mu, \sigma^2) = \ln \left(\frac{1}{(\sqrt{2\pi}\sigma)^n} \right) - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - n \ln \sigma - \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}$$

3. 求导: 因有2个参数, 所以分别对 μ 与 σ 求偏导

$$\begin{cases} \frac{\partial \ln L(\mu, \sigma^2)}{\partial \mu} = 0 \\ \frac{\partial \ln L(\mu, \sigma^2)}{\partial \sigma} = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} -\frac{1}{\sigma^2} [\sum_{i=1}^n (x_i - \mu) - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) - \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)] \\ = \frac{1}{\sigma^2} [\sum_{i=1}^n x_i - n\mu] = 0 \\ -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0 \end{cases}$$

4. 解得 $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

注意: 求的是 σ^2 的 MLE
而不是 σ .
所以令 $v = \sigma^2$
 $\sigma = v^{\frac{1}{2}}$

Two bankers each arrive at the station at some random time between 5 and 6 am
Assume arrival time for either banker is uniformly distributed.
They stay exactly five minutes and then leave.
What is the probability that they will meet on a given day?

思考题, 加油

03 例题分析

| | | | | |
|-----------------------------|----------|------------|---------------------|----------------|
| 例5.4 设总体的分布律为 | X | 1 | 2 | 3 |
| X_1, X_2, \dots, X_5 来自总体 | P | θ^2 | $2\theta(1-\theta)$ | $(1-\theta)^2$ |
| 样本观测值为 (3, 1, 1, 2, 3) | | | | |
| 用最大似然估计的思想来估计参数 | θ | | | |

解: $P(X_1=3, X_2=1, X_3=1, X_4=2, X_5=3)$
 $= P(X_1=3)P(X_2=1)P(X_3=1)P(X_4=2)P(X_5=3)$ 样本独立性
 $= P(X=3)P(X=1)P(X=1)P(X=2)P(X=3)$ 样本与总体同分布
 $= (1-\theta)^2 \cdot \theta^2 \cdot \theta^2 \cdot 2\theta(1-\theta) \cdot (1-\theta)^2 = 2(1-\theta)^5 \cdot \theta^5$
 记 最大似然函数 $L(\theta) = 2(1-\theta)^5 \cdot \theta^5$
 取自然对数 $\ln L(\theta) = \ln 2 + 5 \ln(1-\theta) + 5 \ln \theta$
 求导, 并令导数为零 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = \frac{-5}{1-\theta} + \frac{5}{\theta} = 0$ 解得 $\hat{\theta} = 0.5$

从样本估参数. 已知分布 -