

## 6.1 最大似然估计与 EM 算法

2. 设总体概率函数如下,  $x_1, x_2, \dots, x_n$  是样本, 试求未知参数的最大似然估计。

(1)  $p(x; \theta) = c\theta^c x^{-(c+1)}, x > \theta, \theta > 0, c > 0$  已知;

解:

对数似然函数

$$\begin{aligned} \ln L(\theta) &= \ln \prod_{i=1}^n p(x_i|\theta) = \ln \prod_{i=1}^n c\theta^c x_i^{-(c+1)} \\ &= \sum_{i=1}^n \ln(c\theta^c x_i^{-(c+1)}) = \sum_{i=1}^n (\ln c + c \ln \theta - (c+1) \ln x_i) \\ &= n \ln c + nc \ln \theta - (c+1) \sum_{i=1}^n \ln x_i \end{aligned}$$

只需要让  $\theta$  尽量大即可使似然函数取到最大值, 又因为  $\theta < x$ , 所以  $\theta$  的最大似然估计为  $\hat{\theta} = x_{(1)}$ 。  $\square$

(2)  $p(x; \theta, \mu) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\mu}{\theta}}, x > \mu, \theta > 0$ ;

解:

对数似然函数

$$\begin{aligned} \ln L(\theta, \mu) &= \ln \prod_{i=1}^n p(x; \theta, \mu) = \ln \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\mu}{\theta}} \\ &= \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x-\mu}{\theta}} \right) = \sum_{i=1}^n \left( -\ln \theta - \frac{x-\mu}{\theta} \right) \\ &= -n \ln \theta - \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n x_i + \frac{n\mu}{\theta} \end{aligned}$$

对于  $\mu$ , 由于  $\ln L(\theta, \mu)$  关于  $\mu$  是线性关系, 所以只需要  $\mu$  尽量大即可使似然函数取到最大值, 而  $\mu < x$ , 所以  $\hat{\mu} = x_{(1)}$ 。

对于  $\theta$ , 则需要求偏导, 令

$$\frac{\partial \ln L(\theta, \mu)}{\partial \theta} = -\frac{n}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{n\mu}{\theta^2} = 0$$

则可解得  $\theta = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \mu = \bar{x} - \mu$ 。此时  $\ln L(\theta, \mu)$  关于  $\theta$  最大。

所以  $\hat{\mu} = x_{(1)}, \hat{\theta} = \bar{x} - x_{(1)}$ 。  $\square$

(3)  $p(x; \theta) = (k\theta)^{-1}, \theta < x < (k+1)\theta, \theta > 0, k > 0$  已知。

解：

对数似然函数

$$\ln L(\theta) = \ln \prod_{i=1}^n (k\theta)^{-1} = \sum_{i=1}^n \ln(k\theta)^{-1} = \sum_{i=1}^n (-k\theta) = -nk\theta$$

只要  $\theta$  尽量小即可使似然函数取得最大值。由于  $\theta < x < (k+1)\theta$  且  $k > 0$ , 所以  $\frac{\theta}{k+1} < \frac{x}{k+1} < \theta$ , 所以  $\theta$  的最大似然估计为  $\hat{\theta} = \frac{x^{(n)}}{k+1}$ 。□

4. 一地质学家为研究密歇根湖的湖滩地区的岩石成分, 随机地自该地区取 100 个样品, 每个样品有 10 块石子, 记录了每个样品中属石灰石的石子数。假设这 100 次观察相互独立, 求这地区石子中石灰石的比例  $p$  的最大似然估计。该地质学家所得的数据如下:

样本中的石子数	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
样品个数	0	1	6	7	23	26	21	12	3	1	0

解：

当已知石灰石的比例为  $p$  时, 并且如果每次抽样都是随机抽样, 那么每个石子是石灰石的概率就是  $p$ , 由于每个样品有 10 块石子, 所以一次抽样服从二项分布  $b(10, p)$ , 则概率函数为

$$p(k; p) = C_{10}^k p^k (1-p)^{10-k}$$

设表格中的第一行为  $x_i (i = 0, 1, \dots, 10)$ , 第二行为  $a_i (i = 0, 1, \dots, 10)$ , 则对数似然函数为

$$\begin{aligned} \ln L(p) &= \ln \prod_{i=1}^n (C_{10}^{x_i} p^{x_i} (1-p)^{10-x_i})^{a_i} \\ &= \sum_{i=1}^n a_i (\ln C_{10}^{x_i} + x_i \ln p + (10-x_i) \ln(1-p)) \\ &= \sum_{i=1}^n a_i \ln C_{10}^{x_i} + \ln p \sum_{i=1}^n a_i x_i + \ln(1-p) \sum_{i=1}^n a_i (10-x_i) \end{aligned}$$

令

$$\frac{d \ln L(p)}{dp} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i x_i}{p} - \frac{\sum_{i=1}^n a_i (10-x_i)}{1-p} = 0$$

解得

$$p = \frac{\sum_{i=1}^n a_i x_i}{10 \sum_{i=1}^n a_i} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i \frac{x_i}{10}}{\sum_{i=1}^n a_i}$$

即以样品个数为权重, 样品中石灰石比例的加权平均值。

所以

$$\hat{p} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i x_i}{10 \sum_{i=1}^n a_i} = \frac{0 \times 0 + 1 \times 1 + 6 \times 2 + 7 \times 3 + 23 \times 4 + 26 \times 5 + 21 \times 6 + 12 \times 7 + 3 \times 8 + 1 \times 9 + 0 \times 10}{10 \times 100} = 0.499$$

□

5. 在遗传学研究中经常要从截尾二项分布中抽样，其总体概率函数为

$$p(X = k; p) = \frac{\binom{m}{k} p^k (1-p)^{m-k}}{1 - (1-p)^m}, \quad k = 1, 2, \dots, m$$

若已知  $m = 2, x_1, x_2, \dots, x_n$  是样本，试求  $p$  的最大似然估计。

解：

对数似然函数为

$$\begin{aligned} \ln L(p) &= \ln \prod_{i=1}^n \frac{\binom{m}{x_i} p^{x_i} (1-p)^{m-x_i}}{1 - (1-p)^m} \\ &= \sum_{i=1}^n \left[ \ln \binom{m}{x_i} + x_i \ln p + (m - x_i) \ln(1-p) - \ln(1 - (1-p)^m) \right] \\ &= \sum_{i=1}^n \ln \binom{m}{x_i} + \ln p \sum_{i=1}^n x_i + \ln(1-p) \sum_{i=1}^n (m - x_i) - n \ln(1 - (1-p)^m) \end{aligned}$$

令

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

由于  $m = 2$ ，所以

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{p} - \frac{\sum_{i=1}^n (2 - x_i)}{1-p} + \frac{2n(1-p)}{1 - (1-p)^2} = 0$$

即

$$\frac{n\bar{x}}{p} - \frac{2 - n\bar{x}}{1-p} + \frac{2n(1-p)}{1 - (1-p)^2} = 0$$

解得  $p$  的最大似然估计为

$$\hat{p} = \frac{\bar{x}n + 4n + 4}{4(n+1)} \pm \frac{\sqrt{\bar{x}^2 n^2 - 8\bar{x}n^2 - 8\bar{x}n + 16n + 16}}{4(n+1)}$$

□

6. 已知在文学家萧伯纳的“The Intelligent Woman’s Guide to Socialism and Capitalism”一书中，一个句子的单词数  $X$  近似地服从对数正态分布，即  $Z = \ln X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。今从该书中随机地取 20 个句子，这些句子中的单词数分别为

52 24 15 67 15 22 63 26 16 32 7 33 28 14 7 29 10 6 59 30

求该书中一个句子单词数均值  $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$  的最大似然估计。

解：

□

根据题意，由于  $Z = \ln X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，可以将一个句子的单词数先取自然对数，此时即可使用正态分布的最大似然估计来估计  $\mu$  和  $\sigma^2$ 。

```

import numpy as np

a = np.array([52,24,15,67,15,22,63,26,16,32,7,33,28,14,7,29,10,6,59,30])
print(np.log(a))
# [3.95124372 3.17805383 2.7080502 4.20469262 2.7080502 3.09104245
# 4.14313473 3.25809654 2.77258872 3.4657359 1.94591015 3.49650756
# 3.33220451 2.63905733 1.94591015 3.36729583 2.30258509 1.79175947
# 4.07753744 3.40119738]

print(np.mean(np.log(a)))
# 3.0890326915239807
print(np.var(np.log(a)))
# 0.5081312851436304

```

所以  $\hat{\mu} \approx 3.0890326915239807$ ,  $(\hat{\sigma}^2) \approx 0.5081312851436304$ 。

再根据最大似然估计的不变性，直接计算  $e^{\hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}^2}{2}}$ 。

```

np.exp(np.mean(np.log(a)) + np.var(np.log(a)) / 2)
# 28.306694575039742

```

则该书中一个句子单词数均值  $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$  的最大似然估计约为 28.306694575039742。

7. 设总体  $X \sim U(\theta, 2\theta)$ ，其中  $\theta > 0$  是未知参数， $x_1, x_2, \dots, x_n$  为取自该总体的样本， $\bar{x}$  为样本均值。

- (1) 证明  $\hat{\theta} = \frac{2}{3}\bar{x}$  是参数  $\theta$  的无偏估计和相合估计；

证明：

$$E\hat{\theta} = E\frac{2}{3}\bar{x} = E\frac{2}{3}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i = \frac{2}{3}\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n EX = \frac{2}{3}\frac{1}{n}n\frac{\theta + 2\theta}{2} = \theta$$

$$\text{Var}\hat{\theta} = \text{Var}\frac{2}{3}\bar{x} = \frac{2}{3}\frac{n}{n^2}\text{Var}X = \frac{2}{3n}\text{Var}X \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

所以  $\hat{\theta} = \frac{2}{3}\bar{x}$  是参数  $\theta$  的无偏估计和相合估计。 □

- (2) 求  $\theta$  的最大似然估计，它是无偏估计吗？是相合估计吗？

解：

$$\ln L(\theta) = \ln \prod_{i=1}^n 1_{[\theta, 2\theta]}(x_i) \cdot \frac{1}{\theta} = \frac{1}{\theta} \sum_{i=1}^n \ln 1_{[\theta, 2\theta]}(x_i)$$

要使似然函数最大,则需要  $\theta$  尽量小,同时要满足  $\theta \leq x_i \leq 2\theta$ , 即  $\frac{\theta}{2} \leq \frac{x_i}{2} \leq \theta$ , 所以  $\theta$  的最大似然估计为  $\hat{\theta} = \frac{x_{(n)}}{2}$ 。

下面验证无偏性。

$$E\hat{\theta} = \frac{1}{2} \int_{\theta}^{2\theta} x \frac{n}{\theta} \left( \frac{x-\theta}{\theta} \right)^{n-1} dx = \frac{\theta(2n+1)}{2(n+1)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \theta$$

所以  $\hat{\theta}$  不是无偏估计,但是是渐近无偏估计。

下面验证相合性。

$$E\hat{\theta}^2 = \frac{1}{4} \int_{\theta}^{2\theta} x^2 \frac{n}{\theta} \left( \frac{x-\theta}{\theta} \right)^{n-1} dx = \frac{\theta^2(n^2 + 2n + \frac{1}{2})}{n^2 + 3n + 2}$$

$$\text{Var} \hat{\theta} = E\hat{\theta}^2 - (E\hat{\theta})^2 = \frac{n\theta^2}{4(n^3 + 4n^2 + 5n + 2)} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

所以  $\hat{\theta}$  是相合估计。 □

8. 设  $x_1, x_2, \dots, x_n$  是来自密度函数为  $p(x; \theta) = e^{-(x-\theta)}, x > \theta$  的总体的样本。

(1) 求  $\theta$  的最大似然估计  $\hat{\theta}_1$ , 它是否是相合估计? 是否是无偏估计?

解:

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

要让似然函数最大,  $\theta$  要尽量大, 同时  $\theta < x$ , 所以  $\theta$  的最大似然估计为  $\hat{\theta} = x_{(1)}$ 。

$\hat{\theta} = x_{(1)}$  的概率函数为

$$p(x) = n \left[ 1 - \int_{\theta}^x e^{-(t-\theta)} dt \right]^{n-1} e^{-(x-\theta)} = n(e^{\theta-x})^n$$

则可以验证无偏性

$$E\hat{\theta}_1 = \int_{\theta}^{+\infty} xn(e^{\theta-x})^n dx = \frac{1}{n} + \theta \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \theta$$

所以  $\hat{\theta}_1$  不是无偏估计,但是是渐近无偏估计。

下面验证相合性。

$$E\hat{\theta}_1^2 = \int_{\theta}^{+\infty} x^2 n(e^{\theta-x})^n dx = \frac{2}{n^2} + \frac{2}{n}\theta + \theta^2$$

$$\text{Var} \hat{\theta}_1 = E\hat{\theta}_1^2 - (E\hat{\theta}_1)^2 = \frac{2}{n^2} + \frac{2}{n}\theta + \theta^2 - \left( \frac{1}{n} + \theta \right)^2 = \frac{1}{n^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

所以  $\hat{\theta}_1$  是相合估计。 □

(2) 求  $\theta$  的矩估计  $\hat{\theta}_2$ , 它是否是相合估计? 是否是无偏估计?

解:

$$EX = \int_{\theta}^{+\infty} x e^{-(x-\theta)} dx = \theta + 1$$

所以  $\hat{\theta}_2 = 1 - \bar{x}$ 。

$$E\hat{\theta}_2 = E(1 - \bar{x}) = 1 - EX = \theta$$

所以  $\hat{\theta}_2$  是无偏估计。

$$\text{Var} \hat{\theta}_2 = \text{Var}(1 - \bar{x}) = \frac{\text{Var} X}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

所以  $\hat{\theta}_2$  是相合估计。 □

10. 证明: 对正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$ , 若只有一个观测值, 则  $\mu, \sigma^2$  的最大似然估计不存在。

证明:

设此观测值为  $x$ , 则似然函数为

$$L(\mu, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

要使似然函数最大, 则  $\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2$  应尽量小, 则  $\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2} \rightarrow 0$ , 所以  $\mu = x, \sigma^2 = \infty$ , 由于  $\infty \notin \mathbb{R}$ , 所以  $\mu, \sigma^2$  的最大似然估计不存在。 □