

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 θ 尽量大即可使似然函数取到最大值, 又因为 $\theta < x$, 所以 θ 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 μ , 由于 $\ln L(\theta, \mu)$ 关于 μ 是线性关系, 所以只需要 μ 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 θ , 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 θ 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 θ 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 θ 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 μ 和 σ^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 θ 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 θ 的无偏估计和相合估计。 □

- (2) 求 θ 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 θ 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 θ 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 θ 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, θ 要尽量大, 同时 $\theta < x$, 所以 θ 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 θ 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 μ, σ^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 μ, σ^2 的最大似然估计不存在。 □