

概率论与数理统计

第七章 参数估计

金玲飞

复旦大学计算机学院
Email: lfjin@fudan.edu.cn

2018.12.18

不变性

- 若 $\hat{\theta}$ 是总体分布中未知参数 θ 的最大似然估计, 则 $g(\hat{\theta})$ 是否仍是 $g(\theta)$ 的最大似然估计?

不变性

- 若 $\hat{\theta}$ 是总体分布中未知参数 θ 的最大似然估计, 则 $g(\hat{\theta})$ 是否仍是 $g(\theta)$ 的最大似然估计?

性质 (7.1.4 最大似然估计的不变性)

设 $g(\theta)$ 是单射, 若 $\hat{\theta}$ 是总体分布中未知参数 θ 的最大似然估计, 则 $g(\hat{\theta})$ 是 $g(\theta)$ 的最大似然估计。

表 7.1 常见分布中参数的估计量

分布	矩估计	最大似然估计	性质
两点分布 $B(1, p)$	$\hat{p} = \bar{X}$	$\hat{p} = \bar{X}$	有效估计, 相合估计
二项分布 $B(N, p)$	$\hat{p} = \frac{\bar{X}}{N}$	$\hat{p} = \frac{\bar{X}}{N}$	无偏估计, 相合估计
泊松分布 (参数 λ)	$\hat{\lambda} = \bar{X}$	$\hat{\lambda} = \bar{X}$	有效估计, 相合估计
正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$	$\hat{\mu} = \bar{X}$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{n-1}{n} S^2$ $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{n-1}{n}} S$	$\hat{\mu} = \bar{X}$ $\hat{\sigma}^2 = \frac{n-1}{n} S^2$ $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{n-1}{n}} S$	$\hat{\mu} = \bar{X}$ 是 μ 的有效、相合估计; S^2 为 σ^2 的渐近有效估计, 一致最小方差无偏估计; 相合估计; S 为 σ 的相合估计, 有偏估计
正态分布 $N(\mu, \sigma_0^2)$ (σ_0^2 已知)	$\hat{\mu} = \bar{X}$	$\hat{\mu} = \bar{X}$	有效估计, 相合估计
正态分布 $N(\mu_0, \sigma^2)$ (μ_0 已知)	$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2$	$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2$	有效估计, 相合估计
指数分布 (参数 λ) (记 $\theta = \frac{1}{\lambda}$)	$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}}$ $\hat{\theta} = \bar{X}$	$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}}$ $\hat{\theta} = \bar{X}$	$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}}$ 是 λ 的相合估计, $\frac{1}{\bar{X}} - \frac{1}{n\bar{X}}$ 是 λ 的一致最小方差无偏估计, 相合估计; $\hat{\theta} = \bar{X}$ 是 θ 的有效、相合估计
均匀分布 $U(0, \theta)$	$\hat{\theta} = 2\bar{X}$	$\hat{\theta} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$	$2\bar{X}$ 是 θ 的无偏、相合估计; $\frac{n+1}{n} \max_{1 \leq i \leq n} X_i$ 是 θ 的一致最小方差无偏估计, 相合估计
均匀分布 $U(a, b)$	$\hat{a} = \bar{X} - \sqrt{3} \sqrt{\frac{n-1}{n}} S$ $\hat{b} = \bar{X} + \sqrt{3} \sqrt{\frac{n-1}{n}} S$	$\hat{a} = \min_{1 \leq i \leq n} X_i$ $\hat{b} = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$	相合估计, 有偏估计

7.2 估计量的优良性准则

估计量的优良性准则

一个“好”的估计量应该具有如下的条件：

- 无偏性： $E(\hat{\theta}) = \theta$
- 有效性： 无偏估计量的方差尽可能小。
- 相合性： 当样本容量越来越大时， $\hat{\theta}$ 应越来越接近 θ 的真值。

无偏性

反映估计量相对待估参数有无系统偏差。

定义 (7.2.1 无偏性)

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量。若

$$E(\hat{\theta}) = \theta, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的 **无偏估计量** *unbiased estimator*。若

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的 **渐近无偏估计量**。

无偏性

反映估计量相对待估参数有无系统偏差。

定义 (7.2.1 无偏性)

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量。若

$$E(\hat{\theta}) = \theta, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的 **无偏估计量** *unbiased estimator*。若

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\theta}) = \theta, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的 **渐近无偏估计量**。

称 $E(\hat{\theta}) - \theta$ 为系统偏差。

- 样本均值是总体均值的无偏估计
- 样本矩是总体矩的无偏估计
- 样本方差是总体方差的无偏估计。

- 样本均值是总体均值的无偏估计
- 样本矩是总体矩的无偏估计
- 样本方差是总体方差的无偏估计。
- 样本标准差 S 是总体标准差 σ 的无偏估计吗？

例子 (7.2.1)

设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(\mu, 1)$ 的样本, x_1, \dots, x_n 是样本观察值, 求 μ 的最大似然估计量 $\hat{\mu}$, 并说明 $\hat{\mu}$ 是无偏估计量。

例子 (7.2.1)

设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(\mu, 1)$ 的样本， x_1, \dots, x_n 是样本观察值，求 μ 的最大似然估计量 $\hat{\mu}$ ，并说明 $\hat{\mu}$ 是无偏估计量。

$$\hat{\mu} = \bar{X}, E(\hat{\mu}) = E(\bar{X}) = \mu$$

例子 (7.2.1)

设 X_1, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim N(\mu, 1)$ 的样本， x_1, \dots, x_n 是样本观察值，求 μ 的最大似然估计量 $\hat{\mu}$ ，并说明 $\hat{\mu}$ 是无偏估计量。

$$\hat{\mu} = \bar{X}, E(\hat{\mu}) = E(\bar{X}) = \mu$$

例子 (7.2.2)

设总体 X 服从 $[0, \theta]$ 上的均匀分布，试证： θ 的矩估计量 $\hat{\theta}_1 = 2\bar{X}$ 是 θ 的无偏估计量， θ 的最大似然估计量 $\hat{\theta}_2 = X_{(n)}$ 是 θ 的渐近无偏估计量。

(1) 无偏估计一般不唯一；如均匀分布

- (1) 无偏估计一般不唯一；如均匀分布
- (2) 无偏估计没有不变性（除非 $g(\theta)$ 是 θ 的线性函数）；

- (1) 无偏估计一般不唯一；如均匀分布
- (2) 无偏估计没有不变性（除非 $g(\theta)$ 是 θ 的线性函数）；
- (3) 只有大量重复使用同一估计量时，无偏性才有意义；
- (4) 无偏估计不一定存在；
- (5) 无偏性的要求可能导致不合理的要求；

例子

设 x_1, \dots, x_n 是来自二点分布 $b(1, p)$ 的一个样本,

(1) 寻求 $p(1 - p)$ 的无偏估计;

有效性

在无偏估计中，方差小的估计量较好。

定义 (7.2.2 有效性)

设 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, \dots, X_n)$ 都是未知参数 θ 的无偏估计量，若

$$D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2), \quad \forall \theta \in \Theta$$

且至少存在一个 $\theta \in \Theta$ ，使得上述不等号严格成立，则称 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效。

例子 (7.2.3)

根据例子7.2.2, 如果总体 X 服从 $[0, \theta]$ 上的均匀分布, 则我们有 θ 的两个无偏估计量

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_1 &= 2\bar{X} \\ \hat{\theta}_3 &= \frac{n+1}{n}X_{(n)}\end{aligned}$$

试比较它们的有效性。

一致最小方差无偏估计

定义 (7.2.3 Uniformly minimum variance unbiased estimate)

设 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的无偏估计量，若对另外任意一个 θ 的无偏估计 $\tilde{\theta}$ ，都有

$$D(\hat{\theta}) \leq D(\tilde{\theta}),$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的一致最小方差无偏估计 **UMVUE**。

方差能小到什么程度，有没有下界？

相合性

当样本容量 $n \rightarrow \infty$

定义 (7.2.4 Consistent estimator)

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量, 若对任意正数 ϵ , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) - \theta| \geq \epsilon\} = 0, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的相合估计量。

相合性

当样本容量 $n \rightarrow \infty$

定义 (7.2.4 Consistent estimator)

设 $\hat{\theta} = \hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 是未知参数 θ 的估计量, 若对任意正数 ϵ , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta}(X_1, X_2, \dots, X_n) - \theta| \geq \epsilon\} = 0, \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\hat{\theta}$ 是 θ 的相合估计量。

一个估计量必须具有相合性。

- 样本均值是总体均值的相合估计
- 样本矩是总体矩的相合估计
- 样本方差是总体方差的相合估计。

- 样本均值是总体均值的相合估计
- 样本矩是总体矩的相合估计
- 样本方差是总体方差的相合估计。

相合估计量不变性：若 $\hat{\theta}$ 是 θ 的相合估计，对于 θ 的某个连续函数 $g(\theta)$ ，则 $g(\hat{\theta})$ 是 $g(\theta)$ 的相合估计。

估计的优良性

例子

X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 记 μ 为总体均值, $\alpha_i, i = 1, \dots, n$ 为常数, 且 $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ 。证明

- $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 是 μ 的无偏估计;
- 说明在 μ 的所有形如 $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 的无偏估计中, \bar{X} 最有效。

估计的优良性

例子

X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 记 μ 为总体均值, $\alpha_i, i = 1, \dots, n$ 为常数, 且 $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ 。证明

- $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 是 μ 的无偏估计;
- 说明在 μ 的所有形如 $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 的无偏估计中, \bar{X} 最有效。
- $\frac{X_1 + X_2}{2}$ 也是 μ 的无偏估计。

估计的优良性

例子

X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 X 的样本, 记 μ 为总体均值, $\alpha_i, i = 1, \dots, n$ 为常数, 且 $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$ 。证明

- $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 是 μ 的无偏估计;
- 说明在 μ 的所有形如 $\sum_{i=1}^n \alpha_i X_i$ 的无偏估计中, \bar{X} 最有效。
- $\frac{X_1 + X_2}{2}$ 也是 μ 的无偏估计。
- \bar{X} 是 Best Linear Unbiased Estimator。

7.3 区间估计

区间估计 Interval estimate

- 对未知参数 θ ，除了求它的点估计外，我们希望估出一个范围，并知道这个范围包含未知参数 θ 的可靠程度。
- **区间估计：**找两个统计量 $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 来把未知参数 θ 估计在 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 内。由于样本的随机性， $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 盖住 θ 的可能性并不确定。一般的，要求概率尽可能大。

置信区间

定义 (7.3.1 confidence interval)

设总体 X 的分布函数为 $F(x; \theta)$ ，未知参数 $\theta \in \Theta \subset \mathbf{R}$ ， X_1, X_2, \dots, X_n 是来自 X 的样本， α 是给定值($0 < \alpha < 1$)。若两个统计量 $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 满足

$$P\{\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta$$

则称随机区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 是 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间，分别称 $\bar{\theta}$ 和 $\underline{\theta}$ 为置信上限 *confidence upper limit*和置信下限 *confidence lower limit*。

- 置信区间又称区间估计，置信度又称置信水平；
- 置信区间的长度刻画了区间估计的精度；
- 置信度表达了置信区间包含未知参数真值的可靠度。

- 置信区间又称**区间估计**，置信度又称**置信水平**；
- 置信区间的长度刻画了区间估计的精度；
- 置信度表达了置信区间包含未知参数真值的可靠度。

置信区间好坏的两个要素：

- 精度：区间的长度越短，精度越高；
- 置信度 $1 - \alpha$ 越大越好。

- 置信区间又称**区间估计**，置信度又称**置信水平**；
- 置信区间的长度刻画了区间估计的精度；
- 置信度表达了置信区间包含未知参数真值的可靠度。

置信区间好坏的两个要素：

- 精度：区间的长度越短，精度越高；
- 置信度 $1 - \alpha$ 越大越好。

一般的，我们先确定置信度，然后再寻找长度最短的一个置信区间。

如何选取最短的一个置信区间？

枢轴量法

- (1) 构造一个样本 X_1, X_2, \dots, X_n 和 θ 的函数 $Z = Z(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$ 。 Z 的分布已知，不依赖于 θ 。一般称这样的函数为枢轴量 **pivotal variable**。
- (2) 对于给定的置信度 $1 - \alpha$ ，适当的选取两个常数 a, b 使得

$$P\{a < Z(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta) < b\} = 1 - \alpha, \quad \forall \theta \in \Theta$$

- (3) 利用不等式变形，求得未知参数 θ 的置信区间。若可以求得 $P\{\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha$ ，则 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 就是 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间。

单侧置信区间

有时只关心上限或下限。

定义 (7.3.2)

对给定的 α ($0 < \alpha < 1$)，若统计量 $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 满足

$$P\{\underline{\theta} < \theta\} = 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta$$

则称随机区间 $(\underline{\theta}, +\infty)$ 是 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间，称 $\underline{\theta}$ 为置信下限。若统计量 $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 满足

$$P\{\theta < \bar{\theta}\} = 1 - \alpha, \forall \theta \in \Theta$$

则称随机区间 $(-\infty, \bar{\theta})$ 是 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间，称 $\bar{\theta}$ 为置信上限。

7.4 正态总体均值与方差的 区间估计

单个正态总体均值的区间估计

1. 当 σ^2 已知时, μ 的区间估计

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本。

单个正态总体均值的区间估计

1. 当 σ^2 已知时, μ 的区间估计

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本。

① 选取枢轴量 $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}$, 已知 $\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ 。

② 对给定的 α ,

$$P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| < z_{\frac{\alpha}{2}}\right\} = 1 - \alpha$$

③ 由此得到 μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$$

注：从 $P\left\{-z_{\frac{\alpha}{3}} < \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\frac{2\alpha}{3}}\right\} = 1 - \alpha$ 也可得到置信区间，但这个置信区间比 $\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$ 长。

注：从 $P\left\{-z_{\frac{\alpha}{3}} < \frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\frac{2\alpha}{3}}\right\} = 1 - \alpha$ 也可得到置信区间，但这个置信区间比 $\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}\right)$ 长。

注：对于标准正态分布和t分布这种对称分布，取对称的分位点所得的区间最短。

单个正态总体均值的区间估计

2. 当 σ^2 未知时, μ 的区间估计

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本。

单个正态总体均值的区间估计

2. 当 σ^2 未知时, μ 的区间估计

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本。

① 选取枢轴量 $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$, 已知 $\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$, 有

$$P\left\{\left|\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\right| < t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right\} = 1 - \alpha$$

② 由此得到 μ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right)$$

单个正态总体均值的区间估计——例子

例子 (7.4.1)

设某种清漆的9个样品，其干燥时间（单位： h ）分别为

6.0 5.7 5.8 6.5 7.0 6.3 5.6 6.1 5.0

设干燥时间总体服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。分别就下列两种情形求 μ 的置信度为0.95的置信区间：

① $\sigma = 0.6(h)$

② σ 未知

单个正态总体均值的区间估计——例子

例子 (7.4.1)

设某种清漆的9个样品，其干燥时间（单位： h ）分别为

6.0 5.7 5.8 6.5 7.0 6.3 5.6 6.1 5.0

设干燥时间总体服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。分别就下列两种情形求 μ 的置信度为0.95的置信区间：

① $\sigma = 0.6(h)$

② σ 未知

$$\bar{X} = 6, s = 0.577$$