

目 录

第六章 参数估计	1
§6.2 区间估计	1
§6.2.1 置信区间	1
§6.2.2 置信界	4
§6.2.3 确定样本大小	4

第六章 参数估计

§6.2 区间估计

对于一个未知量,人们在测量和计算时,常不以得到近似值为满足,还需要估计误差,及要求知道近似值的精确程度(亦即所求真值所在的范围).类似的,对于未知的参数 θ ,除了求出它的点估计 $\hat{\theta}$ 外,我们还希望估计出一个范围,并希望知道这个范围包含参数 θ 真值得可信程度.这样的范围通常以区间形式给出,同时还给出此区间包含真值得可信程度.这种形式的估计称为区间估计.

比如一个人的年龄在18-25之间;月支出在400-600元之间等.区间估计的好处是把可能的误差用醒目的形式表示出来了.比如你估计月花费支出是500,我们相信多少会有误差,但是误差有多大?单从你提出的500这个数字还给不出什么信息,若你给出估计支出是400-600之间,则人们相信你在作出这估计时,已把可能出现的误差考虑到了,多少给人们以更大的信任感.因此区间估计也是常用的一种估计方式.

现在最流行的一种区间估计理论是J. Neyman在上世纪30年代建立起来的.他的理论的基本概念很简单,为表达方便,我们暂时假定总体分布只包含一个未知参数 θ ,且要估计的就是 θ 本身.如果总体分布中包含若干位置参数 $\theta_1, \dots, \theta_k$,而要估计的是 $g(\theta_1, \dots, \theta_k)$,则基本概念和方法并无不同.这在后面的例子里可以看出.

§6.2.1 置信区间

Neyman建立起来的区间估计也叫置信区间,字面上的意思是:对该区间能包含未知参数 θ 可置信到何种程度.假设 X_1, \dots, X_n 是从该总体中抽取的样本,所谓 θ 的区间估计,就是要寻求满足条件 $\underline{\theta}(X_1, \dots, X_n) < \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 的两个统计量 $\underline{\theta}$ 和 $\bar{\theta}$ 为端点的区间 $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$.一旦有个样本 X_1, \dots, X_n 的值后,就把 θ 估计在区间 $[\underline{\theta}(X_1, \dots, X_n), \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)]$ 之内.不难理解,这里有两个要求

- θ 以很大概率被包含在区间 $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ 内,也就是说

$$P_{\theta}(\underline{\theta} \leq \theta \leq \bar{\theta}) = 1 - \alpha$$

尽可能大,即要求估计尽量可靠.

- 估计的精度要尽可能高,比如要求区间 $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ 要尽可能的短,或者某种能体现这个要求的其他准则。

比如估计一个人的年龄, 如[30,35], 我们自然希望这个人的年龄有很大把握在这个区间之内, 并且希望这个区间不能太长. 如果估计是[10,90], 当然可靠了, 但是精度太差, 用处不大.

但这两个要求是相互矛盾的, 因此区间估计的原则是在已有的样本资源限制下, 找出更好的估计方法以尽量提高可靠性和精度。Neyman 提出了广泛接受的准则: **先保证可靠性, 在此前前提下尽可能提高精度**. 为此, 引入如下定义:

定义 6.2.1. 设总体分布 $F(x, \theta)$ 含有一个或多个未知的参数 θ , $\theta \in \Theta$, 对给定的值 α , ($0 < \alpha < 1$), 若由样本 X_1, \dots, X_n 确定的两个统计量 $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, \dots, X_n)$, 满足

$$P_{\theta}(\underline{\theta} \leq \theta \leq \bar{\theta}) = 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

称 $1 - \alpha$ 为置信系数或置信水平, 而称 $[\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ 为 θ 的置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信区间。

区间估计就是在给定的置信水平之下, 去寻找有优良精度的区间。

一般, 我们首先寻求参数 θ 的一个估计(多数是基于其充分统计量构造的), 然后基于此估计量构造参数 θ 的置信区间, 介绍如下:

1. 枢轴变量法 设待估参数为 $g(\theta)$,

1. 找一个与待估参数 $g(\theta)$ 有关的统计量 T , 一般是其一个良好的点估计(多数是通过极大似然估计构造);
2. 设法找出 T 与 $g(\theta)$ 的某一函数 $S(T, g(\theta))$ 的分布, 其分布 F 要与参数 θ 无关(S 即为枢轴变量);
3. 对任何常数 $a < b$, 不等式 $a \leq S(T, g(\theta)) \leq b$ 要能表示成等价的形式 $A \leq g(\theta) \leq B$, 其中 A, B 只与 T, a, b 有关而与参数无关;
4. 取分布 F 的上 $\alpha/2$ 分位数 $\omega_{\alpha/2}$ 和上 $(1 - \alpha/2)$ 分位数 $\omega_{1-\alpha/2}$, 有 $F(\omega_{\alpha/2}) - F(\omega_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$. 因此

$$P(\omega_{1-\alpha/2} \leq S(T, g(\theta)) \leq \omega_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

由 3 我们就可以得到所求的置信区间。

例 6.2.1. 设 X_1, \dots, X_n 为从正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 中抽取得样本，求参数 μ, σ^2 的 $1 - \alpha$ 置信区间。

解：由于 μ, σ^2 的估计 \bar{X}, S^2 满足

$$T_1 = \sqrt{n}(\bar{X} - \mu)/S \sim t_{n-1}$$

$$T_2 = (n-1)S^2/\sigma^2 \sim \chi_{n-1}^2$$

所以 T_1, T_2 就是我们所要寻求的枢轴变量，从而易得参数 μ, σ^2 的 $1 - \alpha$ 置信区间分别为

$$\left[\bar{X} - \frac{1}{\sqrt{n}} St_{n-1}(\alpha/2), \bar{X} + \frac{1}{\sqrt{n}} St_{n-1}(\alpha/2) \right],$$

$$\left[\frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(\alpha/2)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{n-1}^2(1-\alpha/2)} \right].$$

例 6.2.2. 设 X_1, \dots, X_n 为从正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 中抽取得样本， Y_1, \dots, Y_m 为从正态总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 中抽取得样本，两组样本相互独立。求参数 $\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2/\sigma_2^2$ 的 $1 - \alpha$ 置信区间。

解：方法完全类似于前面的例子，此处略。

2. 大样本法

大样本法就是利用中心极限定理，以建立枢轴变量。通过以下例子说明：

例 6.2.3. 某事件 A 在每次实验中发生的概率都是 p ，作 n 次独立的实验，以 Y_n 记 A 发生的次数。求 p 的 $1 - \alpha$ 置信区间。

解：设 n 比较大，令 $q = 1 - p$ ，则由中心极限定理知，近似有 $(Y_n - np)/\sqrt{npq} \sim N(0, 1)$ ，从而 $(Y_n - np)/\sqrt{npq}$ 可以作为枢轴变量。由

$$P(-u_{\alpha/2} \leq (Y_n - np)/\sqrt{npq} \leq u_{\alpha/2}) \approx 1 - \alpha \quad (*)$$

可以等价表示成

$$P(A \leq p \leq B) \approx 1 - \alpha$$

其中 A, B 为方程

$$(Y_n - np)/\sqrt{npq} = u_{\alpha/2}$$

的解, 即

$$A, B = \frac{n}{n + u_{\alpha/2}^2} \left[\hat{p} + \frac{u_{\alpha/2}^2}{2n} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{p}(1 - \hat{p})}{n} + \frac{u_{\alpha/2}^2}{4n^2}} \right]$$

A取负号, B取正号, $\hat{p} = Y_n/n$ 。

由于(*)式只是近似成立, 故区间估计也只是近似成立, 当 n 较大时才相去不远。详细的说明参见课本p203。我们还可以先假定方差是“已知”的, 最后再将其估计, 得到如下Wald 置信区间:

$$\hat{p} \pm u_{\alpha/2} \sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}.$$

§6.2.2 置信界

在实际中, 有时我们只对参数 θ 的一端的界限感兴趣。比如果汁的最低含量, 有害物质的最高含量等等. 这就需要寻求参数 θ 的感兴趣的置信界限.

定义 6.2.2. 设总体分布 $F(x, \theta)$ 含有一个未知的参数 θ , $\theta \in \Theta$, 对给定的值 α , ($0 < \alpha < a$), 若由样本 X_1, \dots, X_n 确定的两个统计量 $\bar{\theta} = \bar{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 和 $\underline{\theta} = \underline{\theta}(X_1, \dots, X_n)$,

1.若

$$P_\theta(\theta \leq \bar{\theta}) \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\bar{\theta}$ 为 θ 的一个置信系数为 $1 - \alpha$ 的置信上界。

2.若

$$P_\theta(\theta \geq \underline{\theta}) \geq 1 - \alpha \quad \forall \theta \in \Theta$$

则称 $\underline{\theta}$ 为 θ 的一个置信水平为 $1 - \alpha$ 的置信下界。

而 $(-\infty, \bar{\theta}]$ 和 $[\underline{\theta}, +\infty)$ 都称为是单边的置信区间。

寻求置信上、下界的方法和寻求置信区间的方法完全类似。

§6.2.3 确定样本大小

在以区间长度为精度准则下, 置信区间越窄就越好, 为什么呢? 作为一个一般的原则, 我们已经知道更多的测量可以得到更精确的推断。有时候, 对精度是有要求的, 甚至于是在测量之前就提出此要求, 因此相应的样本大小就要事先确定下来。我们以如下的例子说明如何确定样本大小, 一般的方法类似。

例 6.2.4. 假设某种成分的含量服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 已知。要求平均含量 μ 的 $(1-\alpha)$ 置信区间的长度不能长于 ω 。试确定测量样本大小。

解: 由于 σ^2 已知, 我们已经知道可以根据 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$ 来构造 μ 的 95% 置信区间。因此易知区间长度为 $2u_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$. 从而由

$$2u_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \omega$$

得到

$$n \geq \left(\frac{2u_{\alpha/2}\sigma}{\omega} \right)^2.$$

比如当 $\sigma = 0.1, \omega = 0.05, \alpha = 0.05$, 可以得到 $n \geq \left(\frac{2 \times 1.96 \times 0.1}{0.05} \right)^2 = 61.4656$. 即为达到要求至少需要测量 62 次。