

Contents

§ 1 样本与总体	2
样本与总体的概念	2
样本的分布(iid)	2
§ 2 统计量及其分布	2
统计量	2
常用统计量	2
§ 3 χ^2 分布, t 分布和 F 分布	3
χ^2 分布	3
t 分布	3
F 分布	4
§ 4 正态总体条件下的常用结论	4
§ 5 参数的点估计	5
矩估计	5
最大似然估计	5
估计量评价标准	5
§ 6 参数的区间估计	6
概念	6
单个正太总体分布均值和方差的置信区间	6
§ 7 假设检验	6
概念	6
原假设与备择假设	6
小概率原理与显著性水平	6
正太总体下的六大检验及拒绝域	7
§ 8 两类错误	7

§ 1 样本与总体

样本与总体的概念

研究对象全体称为总体，组成总体的每个元素称为个体。

n 个相互独立且与总体 X 具有相同概率分布的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 所组成的整体 (X_1, X_2, \dots, X_n) 称为来自总体 X 、容量为 n 的一个简单随机样本，称为样本。一次抽样结果的 n 个具体数值 (x_1, x_2, \dots, x_n) 称为来自样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的一个观测值（或样本值）。

样本的分布(iid)

对于容量为 n 的样本 X_1, X_2, \dots, X_n ，有如下定理：

设总体 X 的分布函数 $F(x)$ （概率密度为 $f(x)$ ，或概率分布为 $p_i = P\{X = x_i\}$ ），则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数为

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$$

相应地：

1. 对于离散型随机变量的样本，联合分布为

$$P\{X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n\} = \prod_{i=1}^n P\{X_i = x_i\}$$

2. 对于连续型随机变量的样本，联合分布为

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$$

§ 2 统计量及其分布

统计量

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自总体 X 的一个样本， $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为 n 元函数，如果 g 中不含任何未知参数，则称 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的一个统计量。若 (x_1, x_2, \dots, x_n) 为样本值，则称 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 为样本 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的观测值。

常用统计量

1. 样本数字特征

- 样本均值： $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$
- 样本方差： $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$
- 样本标准差： $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$

- 样本 k 阶矩: $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k (k = 1, 2, \dots)$
- 样本 k 阶中心矩: $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k (k = 1, 2, \dots)$

2. 顺序统计量

将样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的 n 个观测值按其取值从小到大的顺序排列, 得

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$$

随机变量 $X_{(k)}$ 称为**第 k 顺序统计量**, 其中 $X_{(1)}$ 是最小顺序统计量, 而 $X_{(n)}$ 是最大顺序统计量:

$$X_{(1)} = \min\{X_1, X_2, \dots, X_n\}, X_{(n)} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$$

3. 性质

设总体 X 的期望 $EX = \mu$, 方差 $DX = \sigma^2$, X_1, X_2, \dots, X_n 是取自总体 X , 容量为 n 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别为样本均值和样本方差, 则:

$$EX_i = \mu, DX_i = \sigma^2 (i = 1, 2, \dots, n), E\bar{X} = EX = \mu, D\bar{X} = \frac{1}{n}DX = \frac{\sigma^2}{n}, E(S^2) = DX = \sigma^2$$

§ 3 χ^2 分布, t 分布和 F 分布

χ^2 分布

若随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从标准正态分布, 则随机变量 $X = \sum_{i=1}^n X_i^2$ 服从自由度为 n 的 χ^2 分布, 记为 $X \sim \chi^2(n)$

对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 称满足

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{+\infty} f(x) dx = \alpha$$

的 $\chi_\alpha^2(n)$ 为 $\chi^2(n)$ 的上 α 分位数。

性质

1. 若 $X_1 \sim \chi^2(n_1), X_2 \sim \chi^2(n_2), X_1, X_2$ 相互独立, 则

$$X_1 + X_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$$

2. 若 $X \sim \chi^2(n)$, 则 $EX = n, DX = 2n$

t 分布

设随机变量 $X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n)$ 且 X, Y 相互独立, 则随机变量 $t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}$ 服从自由度为 n 的 t 分布, 记为 $t \sim t(n)$

对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 称满足

$$P\{t > t_{\alpha}(n)\} = \int_{t_{\alpha}(n)}^{+\infty} f(x) dx = \alpha$$

的 $t_{\alpha}(n)$ 为 $t(n)$ 的上 α 分位数。

性质:

1. t 分布的概率密度 $f(x)$ 图形关于 $x = 0$ 对称, 因此

$$Et = 0 (n \geq 2)$$

2. 由 t 分布的概率密度 $f(x)$ 图形的对称性, 可知 $P\{t > -t_{\alpha}(n)\} = P\{t > t_{1-\alpha}(n)\}$, 故 $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$

F分布

设随机变量 $X \sim \chi^2(n_1)$, $Y \sim \chi^2(n_2)$ 且 X, Y 相互独立, 则随机变量 $F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}$ 服从自由度为 (n_1, n_2) 的 F 分布, 记为 $F \sim F(n_1, n_2)$

对于给定的 $\alpha (0 < \alpha < 1)$, 称满足

$$P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \int_{F_{\alpha}(n_1, n_2)}^{+\infty} f(x) dx = \alpha$$

的 $F_{\alpha}(n_1, n_2)$ 为 $F(n_1, n_2)$ 的上 α 分位数。

性质:

1. 若 $F \sim F(n_1, n_2)$, 则 $\frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$
2. $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$
3. 若 $t \sim t(n)$, 则 $t^2 \sim F(1, n)$

§ 4 正态总体条件下的常用结论

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, \bar{X}, S^2 分别是样本均值和方差, 则

1. $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$, 即 $\frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{\sigma} \sim N(0, 1)$

2. $\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$

3. $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

4. \bar{X} 与 S^2 相互独立 (正态总体下成立), $\frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu)}{S} \sim t(n-1)$, σ 未知时, 进一步有

$$\frac{n(\bar{X} - \mu)^2}{S^2} \sim F(1, n-1)$$

§ 5 参数的点估计

估计量、估计值

矩估计

对于一个参数,

- 用一阶矩建立方程 $\bar{X} = EX$
- 若一阶矩方程不能用, 则用二阶矩建立方程 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 = E(X^2)$

对于两个参数, 用一阶矩和二阶矩建立方程组

最大似然估计

1. 写似然函数

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) \\ \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) \end{cases}$$

2. 求参数

- 若似然函数有驻点, 则令 $\frac{dL}{d\theta} = 0$ 或 $\frac{d(\ln L)}{d\theta} = 0$, 解出 $\hat{\theta}$
- 若无驻点, 使用定义求出 $\hat{\theta}$
- 若似然函数为常数, 用定义求 $\hat{\theta}$, 此时 $\hat{\theta}$ 不唯一

估计量评价标准

1. 无偏性:

对于估计量 $\hat{\theta}$, 若 $E\hat{\theta} = \theta$, 则 $\hat{\theta}$ 是 θ 的无偏估计量

2. 有效性 (最小方差)

若 $E\hat{\theta}_1 = \theta, E\hat{\theta}_2 = \theta$, 即 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 均是 θ 的无偏估计量, 当 $D\hat{\theta}_1 < D\hat{\theta}_2$ 时, $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效

3. 一致性 (只针对大样本)

若 $\hat{\theta}$ 为 θ 的估计量, 对任意 $\varepsilon > 0$, 有:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta} - \theta| \geq \varepsilon\} = 0$$

或

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\{|\hat{\theta} - \theta| < \varepsilon\} = 1$$

即当 $\hat{\theta} \xrightarrow{P}$ 时, 称 $\hat{\theta}$ 为 θ 的一个一致 (或相合) 估计量。

§ 6 参数的区间估计

概念

设 θ 是总体 X 的分布函数的一个未知参数, 对于给定的 $\alpha \in (0, 1)$, 如果由样本 X_1, X_2, \dots, X_n 确定的两个统计量 $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(X_1, X_2, \dots, X_n), \hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 满足

$$P\{\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2\} = 1 - \alpha,$$

则称区间 $(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$ 为 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的置信区间。 $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 分别称为 θ 的置信度为 $1 - \alpha$ 的双侧置信区间的下限和上限, $1 - \alpha$ 称为置信度或置信水平, α 称为显著性水平。若 $P\{\theta < \hat{\theta}_1\} = P\{\theta > \hat{\theta}_2\} = \frac{\alpha}{2}$, 则称这种置信区间为等尾置信区间

单个正态总体分布均值和方差的置信区间

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 从总体 X 中抽取样本 X_1, X_2, \dots, X_n , 样本均值为 \bar{X} , 方差为 S^2

1. σ^2 已知时, μ 的置信水平是 $1 - \alpha$ 的置信区间为

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

2. σ^2 未知时, μ 的置信水平是 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right)$$

3. μ 已知, σ^2 的置信水平是 $1 - \alpha$ 的置信区间为

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)}, \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)} \right)$$

4. μ 未知, σ^2 的置信水平是 $1 - \alpha$ 的置信区间为

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

§ 7 假设检验

概念

关于总体的每一种论断称为**统计假设**, 然后根据样本观察数据或试验结果所提供的信息去推断(检验)这个看法是否成立, 这类统计推断问题称为**假设检验**

原假设与备择假设

常常把没有充分理由不能轻易否定的假设称为**原假设**(**基本假设或零假设**), 记为 H_0 , 将其否定的假设称为**对立假设或备择假设**, 记为 H_1

小概率原理与显著性水平

1. 小概率原理

对假设进行检验的基本思想是采用带有概率性质的反证法，这种方法的依据是小概率原理：概率很接近 0 的事件在一次试验中认为不会发生，若发生小概率事件，则拒绝原假设。

2. 显著性水平

小概率事件中的“小概率”的值没有统一规定，通常是根据实际问题的要求，规定一个界限 α ，当一个事件的概率不大于 α 时，即认为它是小概率事件。在假设检验中， α 称为显著性水平。

正态总体下的六大检验及拒绝域

1. σ^2 已知， μ 未知， $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$ ，则拒绝域为 $\left(-\infty, \mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}\right) \cup \left(\mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\frac{\alpha}{2}}, +\infty\right)$

2. σ^2 未知， μ 未知， $H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0$ ，则拒绝域为

$$\left(-\infty, \mu_0 - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) \cup \left(\mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1), +\infty\right)$$

3. σ^2 已知， μ 未知， $H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0$ ，则拒绝域为

$$\left[\mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\alpha}, +\infty\right)$$

4. σ^2 已知， μ 未知， $H_0: \mu \geq \mu_0, H_1: \mu < \mu_0$ ，则拒绝域为

$$\left(-\infty, \mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}z_{\alpha}\right]$$

5. σ^2 未知， μ 未知， $H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0$ ，则拒绝域为

$$\left[\mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha}(n-1), +\infty\right)$$

6. σ^2 未知， μ 未知， $H_0: \mu \geq \mu_0, H_1: \mu < \mu_0$ ，则拒绝域为

$$\left(-\infty, \mu_0 - \frac{S}{\sqrt{n}}t_{\alpha}(n-1)\right]$$

§ 8 两类错误

1. 第一类错误（弃真）：

若 H_0 为真，按检验法否定 H_0 ，称为弃真错误，概率为 $\alpha = P\{\text{拒绝 } H_0 \mid H_0 \text{ 为真}\}$

2. 第二类错误（取伪）：

若 H_0 为假，按检验法接受 H_0 ，称为取伪错误，概率为 $\beta = P\{\text{接受 } H_0 \mid H_0 \text{ 为假}\} = P\{\text{接受 } H_0 \mid H_1 \text{ 为真}\}$