

概率论

中心极限定理

X_i 独立同分布

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \sim N(0, 1)$$

统计量与抽样分布

正态分布的一些性质

两个独立的正态分布，和也是正态分布。

正态分布的k阶原点矩

$$X \sim N(0, 1), E(X^k) = (k-1)!!, k \text{ 是偶数}; E(X^k) = 0, k \text{ 是奇数}$$

正态总体

χ^2 分布

$$\chi_n^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2, X_i \text{ 独立同分布}, X_i \sim N(0, 1)$$

性质:

1. $\chi_1^2 \sim \chi^2(n_1), \chi_2^2 \sim \chi^2(n_2)$ 且 χ_1^2, χ_2^2 相互独立, 则有 $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$
2. $\chi^2 \sim \chi^2(n) \Rightarrow E(\chi^2) = n, D(\chi^2) = 2n$

t分布

$$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}, X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n), \text{ 且 } X \text{ 和 } Y \text{ 相互独立。}$$

关于y轴对称。

F分布

$$F = \frac{U/n_1}{V/n_2}, U \sim \chi^2(n_1), V \sim \chi^2(n_2) \text{ 且 } U \text{ 和 } V \text{ 相互独立。 } F \sim F(n_1, n_2)$$

性质:

1. $F \sim F(n_1, n_2) \Rightarrow \frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$
2. $T \sim t(n) \Rightarrow T^2 \sim F(1, n)$

上分位点

$$P(X > \lambda_\alpha) = \alpha, \lambda_\alpha \text{ 为 } X \text{ 的 } \alpha \text{ 分位点。}$$

$$u_{1-\alpha} = -u_{\alpha}$$

$$t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$$

$$F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$$

正态总体的样本均值与样本方差的分布

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本, 则

$$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$\frac{nS_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \quad or \quad \frac{(n-1)S_{n-1}^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

\bar{X} 与 S^2 相互独立

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的一个样本。则 $T = \frac{(\bar{X} - \mu)}{S_{n-1}/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

X_1, \dots, X_{n_1} 是来自正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 的一个样本, Y_1, \dots, Y_{n_2} 是来自正态总体 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的一个样本, 且两样本相互独立,

$$\text{记 } S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{X})^2$$

$$\text{记 } S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 2} \sum_{i=1}^{n_2} (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 2)$$

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1, \mu_2, (\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})\sigma^2)$$

参数估计

矩估计

以样本矩作为总体矩的估计从而得到参数的估计量

有几个参数就求几阶原点矩, 然后得到方程组求解。

估计值在参数上面加一个 $\hat{\lambda}$

注意: 方差和期望之间的转换方式, 以及样本方差 S_{n-1}^2 和 S_n^2 的不同, 这里用的是后者。

无论总体 x 服从何种分布, 总体均值 $EX = \mu$, 总体方差 $DX = \sigma^2$ 作为未知参数, 其矩估计量一定是样本均值和样本方差, 即

$$\hat{\mu} = \bar{X}, \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = S_n^2$$

相关系数的矩估计:

$$\rho_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)D(Y)}} = \frac{E((X - E(X))(Y - E(Y)))}{\sqrt{E((X - EX)^2)E((Y - E(Y))^2)}}$$

然后用 \bar{X} 和 S_n^2 替换.

矩估计特殊情况

一阶不行时求二阶。

极大似然估计

选择出现样本情况概率最高的参数取值。

求出最大似然函数，对每个参数求偏导可得。

连续性随机变量，将概率密度相乘即可。

离散型随机变量将分布律相乘。

极大似然估计的不变性

设 $\hat{\theta}$ 是 θ 的极大似然估计， $u(u(\theta))$ 是 θ 的函数，且有单值反函数： $\theta = \theta(u)$ ，则 $\hat{u} = u(\hat{\theta})$ 是 $u(\theta)$ 的极大似然估计。

$\hat{\theta}$ 是 θ 的极大似然估计，则 $u(\hat{\theta})$ 是 $u(\theta)$ 的极大似然估计

如果极大似然方程组无解，可以直接考虑极大似然函数，使其最大，求得其最大时参数的取值（例如均匀分布的极大似然估计）

估计量的评选标准

无偏性

$$E(\hat{\theta}) = \theta$$

设总体X方差 σ^2 未知， σ^2 的据估计量

$$S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x})^2 \text{ 是有偏的}$$

$$E(S_n^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2 \neq \sigma^2, \text{ 所以 } \hat{\sigma}^2 = S_n^2 \text{ 是有偏的。所以修正样本方差 } \frac{n}{n-1} S_n^2 = S_{n-1}^2 \text{ 是无偏的。}$$

有效性

$\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2$ 是 θ 的无偏估计量，方差小的较为有效。这里指无偏估计量的方差。若 $D(\hat{\theta}_1) \leq D(\hat{\theta}_2)$ ，则称 $\hat{\theta}_1$ 较 $\hat{\theta}_2$ 有效。

一致性

$$\hat{\theta}_n = \theta(x_1, \dots, x_n), \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}_n \rightarrow \theta$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta}_n - \theta| < \epsilon) = 1$$

样本k阶矩是总体k阶矩的一致性估计量（由大数定律证明）

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \rightarrow \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i^k) = E(X^k)$$

设 θ_n 是 θ 的无偏估计量, 且 $\lim_{n \rightarrow \infty} D(\hat{\theta}_n) = 0$, 则 $\hat{\theta}$ 是 θ 的一致估计量

矩法得到的估计量一般为一致估计量

区间估计

区间估计: 根据样本给出未知参数的一个范围, 并保证真参数以指定的较大概率属于这个范围。

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

基本方式是找一个分布 (正态分布 or t or χ^2 分布 or t分布 or F分布), 这个分布中仅包含需要做区间估计得参数

置信区间与置信度

定义: 设总体 含未知参数 θ ; 对于样本 X_1, \dots, X_n 找出统计量:

$$\hat{\theta}_i = \theta_i(X_1, \dots, X_n), (i = 1, 2), \hat{\theta}_1 < \hat{\theta}_2$$

使得 $P(\hat{\theta}_1 < \theta < \hat{\theta}_2) = 1 - \alpha, 0 < \alpha < 1$

称区间 $[\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2]$ 为 θ 的**置信区间**, $1 - \alpha$ 为该区间的**置信度**。

正态总体, 求均值的 μ 区间估计

已知方差, 估计均值

已知方差 σ^2 , 则 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$

$$P(\lambda_1 \leq U \leq \lambda_2) = 1 - \alpha$$

$$\text{代入 } U \text{ 得: } [\bar{X} - u_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + u_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$$

未知方差, 估计均值

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S_{n-1}/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$P(\lambda_1 \leq T \leq \lambda_2) = 1 - \alpha$$

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

正态总体, 求方差 σ^2 的区间估计

$$\chi = \frac{nS_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

使概率对称 $P(\chi^2 < \lambda_1) = P(\chi^2 > \lambda_2) = \frac{\alpha}{2}$

$$\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{nS_n^2}{\sigma^2} \leq \chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n)$$

$$\left[\frac{nS_n^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{nS_n^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)} \right]$$

双正态总体情形

使用的是修正的样本方差 S_{n-1}^2

求 $\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的区间估计。

σ_1^2, σ_2^2 已知, 求 μ_1, μ_2 的置信区间

$$\bar{X} \sim N(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}), \bar{Y} \sim N(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

化为标准正态分布后查表

$$\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

$$[(\bar{X} - \bar{Y}) - u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, (\bar{X} - \bar{Y}) + u_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}]$$

如果 σ_1, σ_2 位置, 但是 $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma, \sigma$ 未知, 取 $\sigma^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$

方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信区间

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

$$\text{置信区间} \left(\frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)} \right)$$

单侧置信区间

在单侧置信区间中, 都是分位点都是 α

对 $0 < \alpha < 1$, 样本 X_1, \dots, X_n , 确定统计量 $\hat{\theta}(X_1, \dots, X_n)$ 使 $P(\theta > \hat{\theta}_1) = 1 - \alpha$, 则称 $(\hat{\theta}_1, +\infty)$ 是 θ 的置信度 $1 - \alpha$ 的单侧置信区间, $\hat{\theta}_1$ 称为单侧置信下限。

类似有 $P(\theta < \hat{\theta}_2) = 1 - \alpha$, 位单侧置信上限。

例如 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 μ 的单侧置信下限, $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S_{n-1}/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$

分布: 求上限从大于入手, 求小于从小于入手

求单侧置信区间但未说明求上下限, 根据具体问题判断, 例如寿命问题求下限

非正态总体均值的区间估计 (大样本法)

设 X_1, X_2, \dots, X_n 为来自均值为 μ , 方差为 σ^2 的总体的一组样本, 给定置信度 $1 - \alpha$, 求均值 μ 的区间估计 (注: 非正态分布)

当 n 充分大时, 根据中心极限定理有

$$\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \rightarrow N(0, 1)$$

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \rightarrow N(0, 1)$$

若 σ 未知, 可以用样本标准差 S_{n-1} 代替

$$U = \frac{\bar{X} - \mu}{S_{n-1}/\sqrt{n}} \sim N(0, 1), (\text{近似})$$

主义使用的标准差, 要给方差开方

假设检验

简单假设: $H_0: x = a, H_1: x \neq a$

复合假设: $x < a$

u检验法

一般根据拒绝的概率计算出拒绝域, 检查样本是否在拒绝域之中。

第一步: 统计假设

第二步: H_0 成立时, 考虑一个统计量 U 。(统计量及分布)

第三步: 由 $P(|U| > u_{\alpha/2}) = \alpha$, 得到拒绝域

第四步: 根据样本得到 U 的观测值

第五步: 得出结论

假设检验基本步骤

1. 根据问题提出原假设 H_0 和对立假设 H_1
2. 构造一个合适的统计量 (往往由参数估计而来), 并在 H_0 成立的条件下推导出该统计量的分布
3. 给出小概率 α , 确定临界值和拒绝域 W
4. 由样本算出统计量的观察值
5. 若观察值落在拒绝域 W , 则拒绝 H_0 , 若在接收域, 接受 H_0

正态总体均值的假设检验

单个正态总体均值的假设检验

σ^2 已知(u检验法)

$$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

拒绝域为 $W = |U| \geq u_{\alpha/2}$

单边检验

$$H_0 : \mu = \mu_0, H_1 : \mu > \mu_0$$

$$\text{拒绝域 } W = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \geq u_{\alpha}$$

$$H_0 : \mu = \mu_0, H_1 : \mu < \mu_0$$

$$\text{拒绝域 } W = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \leq -u_{\alpha}$$

σ^2 未知 (t检验法)

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

拒绝域 $W = |T| \geq t_{\alpha/2}(n-1)$

对于单边检验, 判断大于号还是小于号后, 使用的 $t_{\alpha}(n-1)$

双正态总体的情形

σ_1, σ_2 已知

$$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

σ_1, σ_2 未知但相等

同区间分布

正太总体方差的假设检验

单正太总体

$$H_0 : \sigma = \sigma_0^2, H_1 : \sigma \neq \sigma_0^2$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$$

$$W = \chi^2 \leq \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1) \cup \chi^2 \geq \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$$