

§2 常用的分布

一、四个常用分布

1. 标准正态分布 $X \sim N(0,1)$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, x \in R$$

上侧分位数 u_α ($0 < \alpha < 1$):

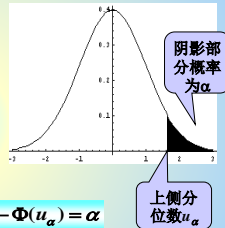
$$P\{X > u_\alpha\} = \int_{u_\alpha}^{+\infty} f(x) dx = \alpha$$

对于正态分布有: $\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha$

$$\therefore P\{X > u_\alpha\} = 1 - P\{X \leq u_\alpha\} = 1 - \Phi(u_\alpha) = \alpha$$

查表: 如 $\alpha = 0.025$ 时, $u_\alpha = ?$

$$\Phi(u_{0.025}) = 1 - 0.025 = 0.975 \rightarrow u_{0.025} = 1.96$$



1. 标准正态分布

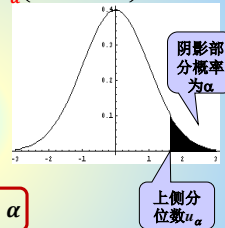
若标准正态分布的上侧分位数为 u_α ($0 < \alpha < 1$)一般正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的上侧分位数 u_α^* 的计算方法:

$$P\{X > u_\alpha^*\} = \alpha$$

$$\Rightarrow P\left\{\frac{X-\mu}{\sigma} > \frac{u_\alpha^*-\mu}{\sigma}\right\} = \alpha$$

$$\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1) \Rightarrow P\left\{\frac{X-\mu}{\sigma} > u_\alpha\right\} = \alpha$$

$$\therefore \frac{u_\alpha^* - \mu}{\sigma} = u_\alpha \Rightarrow u_\alpha^* = \mu + \sigma \cdot u_\alpha$$

2. 自由度为 n 的 χ^2 (卡方) 分布 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\Gamma(\frac{n}{2})} \left(\frac{x}{2}\right)^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

其中, $\Gamma(\alpha) = \int_0^{+\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx, \alpha > 0$ 为Gamma函数.

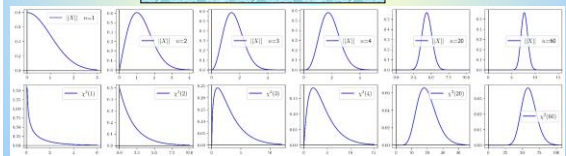
自由度的含义

 Γ 函数的主要性质: $\Gamma(1) = 1, \Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\pi}, \Gamma(\alpha) = (\alpha-1)\Gamma(\alpha-1)$ 当 $n = 2$ 时, 卡方分布就是指数分布 $E(\frac{1}{2})$ 2. 自由度为 n 的 χ^2 (卡方) 分布 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$ 定理6.2.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从标准正态分布, 则

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$$

即随机变量 χ^2 服从自由度为 n 的卡方分布.

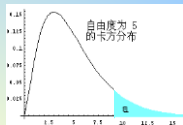
例 统计量的分布(之一)

当 $n = 2$ 时, 卡方分布就是指数分布 $\chi^2(n)$ 的上侧分位数 $\chi_\alpha^2(n)$ ($0 < \alpha < 1$):

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

TIPS

例 查表计算

 χ^2 分布的三条性质:性质1. (数字特征) 设 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$, 则有

$$E(\chi^2) = n, \quad D(\chi^2) = 2n$$

性质2. (可加性) 设 Y_1, Y_2 相互独立且 $Y_1 \sim \chi^2(n_1), Y_2 \sim \chi^2(n_2)$, 则 $Y_1 + Y_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$ 性质3. (大样本分位数) 当 n 足够大 (如 $n > 45$) 时, 有 $\chi_\alpha^2(n) \approx n + u_\alpha \sqrt{2n}$, 其中 u_α 满足 $\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha$. χ^2 分布的三条性质:性质3. (大样本分位数) 当 n 足够大 (如 $n > 45$) 时, 有 $\chi_\alpha^2(n) \approx n + u_\alpha \sqrt{2n}$, 其中 u_α 满足 $\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha$.

性质3的分析:

(1) $X_i \sim N(0,1), X_i^2 \sim \chi^2(1), i = 1, \dots, n$ 相互独立

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$$

根据独立同分布中心极限定理, 当 n 足够大时, χ^2 近似为正态分布 —— 参数如何定?(2) 根据卡方分布性质(1) $E(\chi^2) = n, D(\chi^2) = 2n$ (3) χ^2 近似为一般正态分布, $\chi^2 \sim N(n, 2n)$ 其分位数为 $\chi_\alpha^2(n) \approx n + u_\alpha \sqrt{2n}$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \rightarrow u_\alpha^* = \mu + \sigma \cdot u_\alpha$$

3. 自由度为 n 的 t 分布

$$T \sim t(n)$$

(又称学生氏分布---第一个研究者以Student作笔名发表文章)

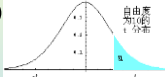
$$f(x) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi} \Gamma(\frac{n}{2})} (1 + \frac{x^2}{n})^{-\frac{n+1}{2}}, \quad x \in \mathbb{R}$$

定理6.2.2 设随机变量 X, Y 相互独立, $X \sim N(0, 1)$,

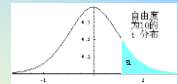
$$Y \sim \chi^2(n), \text{ 则 } T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$$

即随机变量 T 服从自由度为 n 的 t 分布.• $t(n)$ 的上侧分位数 $t_\alpha(n)$ ($0 < \alpha < 1$)

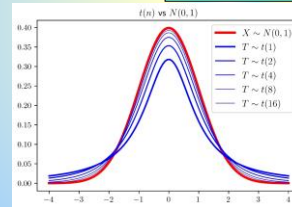
$$P\{T > t_\alpha(n)\} = \int_{t_\alpha(n)}^{+\infty} f_T(x) dx = \alpha$$

**T 分布的特点:**

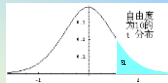
- 关于纵轴对称 $t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$
- n 较大时 ($n > 30$), $t_\alpha(n) \approx u_\alpha$



$$\begin{aligned} \therefore P\{T \leq -t_\alpha\} &= P\{T > t_\alpha\} = \alpha \\ \therefore P\{T > -t_\alpha\} &= 1 - \alpha \quad \text{即 } t_{1-\alpha} = -t_\alpha \end{aligned}$$

**T 分布的特点:**

- 关于纵轴对称 $t_{1-\alpha}(n) = -t_\alpha(n)$
- n 较大时 ($n > 30$), $t_\alpha(n) \approx u_\alpha$

例 查表计算: $t_{0.95}(20) = ?$ $t_{0.95}(80) = ?$ 解: $t_{0.95}(20) = t_{1-0.05}(20) = -t_{0.05}(20) = -1.7247$

$$t_{0.95}(80) = -t_{0.05}(80) \approx -u_{0.05} = -1.645$$

$$\Phi(u_\alpha) = 1 - \alpha$$



4. F 分布

$$F \sim F(n_1, n_2)$$

$$f(x) = \begin{cases} n_1^{\frac{n_1}{2}} n_2^{\frac{n_2}{2}} \frac{\Gamma(\frac{n_1+n_2}{2})}{\Gamma(\frac{n_1}{2}) \Gamma(\frac{n_2}{2})} x^{\frac{n_1}{2}-1} (n_1 x + n_2)^{-\frac{n_1+n_2}{2}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

其中, n_1 为 F 分布的第一自由度, n_2 为 F 分布的第二自由度**定理6.2.3** 设随机变量 X, Y 相互独立, $X \sim \chi^2(n_1)$,

$$Y \sim \chi^2(n_2), \text{ 则 } F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

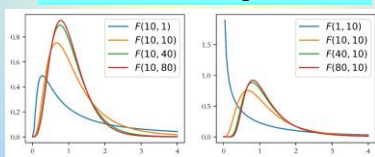
即随机变量 F 服从第一自由度为 n_1 , 第二自由度为 n_2 的 F 分布.**推论:** 若 $F \sim F(n_1, n_2) \Rightarrow \frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$ 

4. F 分布

$$F \sim F(n_1, n_2)$$

定理6.2.3 设随机变量 X, Y 相互独立, $X \sim \chi^2(n_1)$,

$$Y \sim \chi^2(n_2), \text{ 则 } F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2)$$

即随机变量 F 服从第一自由度为 n_1 , 第二自由度为 n_2 的 F 分布.**推论:** 若 $F \sim F(n_1, n_2) \Rightarrow \frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1)$ • $F(n_1, n_2)$ 的上侧分位数 $F_\alpha(n_1, n_2)$ ($0 < \alpha < 1$):

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

推论: 若 $F \sim F(n_1, n_2) \Rightarrow F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_\alpha(n_2, n_1)}$

$$\text{证: } 1 - \alpha = P\{F > F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} = P\left\{\frac{1}{F} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\}$$

$$\Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(n_1, n_2)}\right\} = \alpha$$

$$\text{又 } \because \frac{1}{F} \sim F(n_2, n_1) \Rightarrow P\left\{\frac{1}{F} > F_\alpha(n_2, n_1)\right\} = \alpha$$

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

由分位数定义得到

TIPS

例 统计量的分布(之二)



二、抽样分布定理

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, \bar{X} , S^2 分别是样本均值和样本方差, 则

定理6.2.4 (1) \bar{X} , S^2 相互独立 (2) $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

$$(3) \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \quad (4) \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

证明: (4) 由 (2) 得 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$

由 (3) 得 $V = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$

由 (1) 可知: U 和 V 相互独立, 再由 t 分布构造定理可得

$$\frac{U}{\sqrt{V/(n-1)}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} / \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \cdot \frac{1}{n-1}} = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

定理6.2.5 设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 分别是来自正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的样本, 且相互独立, \bar{X} , S_1^2 和 \bar{Y} , S_2^2 为各自的样本均值和样本方差, 则

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

(2) 当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 时,

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$

$$\text{其中, } S_w = \sqrt{\frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

[(2)分析] $\bar{X} - \bar{Y}$ 服从正态分布, S^2 可化为 χ^2 分布, 二者组合而成的统计量应服从 t 分布; 再确定其系数与参数.

证明: (2) 由于 $\bar{X} \sim N\left(\mu_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1}\right)$, $\bar{Y} \sim N\left(\mu_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$, 从而

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

当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 时, 可化为

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

【注意: 比较该统计量与目标统计量的相似性】

根据抽样分布定理6.2.4 — (3) 可知

$$\chi_1^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1-1), \chi_2^2 = \frac{(n_2-1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2-1)$$

当 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 时, 根据卡方分布可加性, 有

$$V = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2)$$

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

由于 \bar{X} , S_1^2 和 \bar{Y} , S_2^2 相互独立, 从而 U 与 V 也相互独立, 故

$$T = \frac{U}{\sqrt{\frac{V}{n_1 + n_2 - 2}}} = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$$