

# 概率统计公式-2

- 第五单元 正态分布

- 定义和密度函数

正态分布	密度函数
$X \sim N(0,1)$	$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad x \in R$
$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in R$

- 性质

$X \sim N(0,1)$	(1) $\Phi(0) = \frac{1}{2};$ (2) $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x).$ (3) $P(a < X \leq b) = \Phi(b) - \Phi(a)$
$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	(1) $F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ (2) $P(a < X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$

- 线性性质

设随机变量  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 当  $b \neq 0$  时, 有

$$Y = a + bX \sim N(a + b\mu, b^2\sigma^2).$$

- 第六单元 极限定理

- 切比雪夫不等式
- 独立同分布大数律
- 林德伯格-列维中心极限定理
- 棣莫弗-拉普拉斯中心极限定理

- 第七单元 数理统计基础

- 三大分布
  - $\chi^2$  分布
    - 定义:  $X \sim N(0,1), \sum(X_i)^2 \sim \chi^2(n)$

- $\gamma(n/2, 1/2)$
- 可加性
- $E\chi^2 = n, D\chi^2 = 2n$
- t分布
  - 定义:  $X \sim N(0, 1), Y \sim \chi^2(n), X/\sqrt{Y/n} \sim t(n)$
  - $n > 1, EX = 1$
  - $n$ 充分大,  $X/\sqrt{Y/n} \sim N(0, 1)$
- F分布
  - $X \sim \chi^2(n), Y \sim \chi^2(m)$ , 则  $(X/n)/(Y/m) \sim F(n, m)$
  - $1/F \sim F(m, n)$
  - $X \sim t(n)$ , 则  $X^2 \sim F(1, n)$
- 分位点
- 统计量
- 抽样分布定理
  - 正态总体
  - 任何总体
- 第八单元 估计
  - 点估计
    - 矩估计
      - 一个未知参数估计
      - 两个未知参数估计
    - 极大似然估计
      - 方程有解
      - 方程无解
  - 估计量的评选标准
  - 区间估计
    - 一个正态总体下的区间估计

假设 $X$ 服从 $N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X_1, X_2, \dots, X_n$ 来自总体 $X$ 的一个样本。

1. 已知 $\sigma^2 = \sigma_0^2$ , 求总体均值 $\mu$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left( \bar{X} - u_{\frac{1-\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}, \bar{X} + u_{\frac{1-\alpha}{2}} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \right).$$

2.  $\sigma^2$ 未知, 求总体均值 $\mu$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

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

3.  $\mu$ 未知时, 求总体方差 $\sigma^2$ 的置信区间

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

- 两个正态总体下的区间估计

设有两个正态总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。  
 $X_1, X_2, \dots, X_{n_1}$ 和 $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2}$ 是分别来自 $X$ 和 $Y$ 的两个独立样本。

1.  $\sigma_1^2$ 和 $\sigma_2^2$ 都已知, 求总体均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left( \bar{X} - \bar{Y} - u_{\frac{1-\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + u_{\frac{1-\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} \right)$$

2.  $\sigma_1^2$ 和 $\sigma_2^2$ 都未知, 但 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ , 求 $\mu_1 - \mu_2$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left( \bar{X} - \bar{Y} - t_{\frac{1-\alpha}{2}} S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \bar{X} - \bar{Y} + t_{\frac{1-\alpha}{2}} S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} \right)$$

3.  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ 都未知, 求总体方差比 $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 的置信度为 $1-\alpha$ 的置信区间

$$\left( \frac{S_1^2}{S_2^2 F_{\frac{1-\alpha}{2}}}, \frac{S_1^2}{S_2^2 F_{\frac{\alpha}{2}}} \right)$$

- 第九单元

- 一个正态总体下, 假设检验拒绝域

1/ 2.  $\sigma^2$ 已知/未知时,  $\mu$ 的检验

给定显著性水平  $\alpha$ , 在 $\sigma^2$ 已知和 $\sigma^2$ 未知两种情况下关于 $H_0$ 的拒绝域如下表所示

$H_0$	$H_1$	$\sigma^2$ 已知	$\sigma^2$ 未知
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$ U  > u_{\frac{1-\alpha}{2}}$	$ t  > t_{\frac{1-\alpha}{2}}(n-1)$
$\mu = \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$U > u_{1-\alpha}$	$t > t_{1-\alpha}(n-1)$
$\mu = \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$U < -u_{1-\alpha}$	$t < -t_{1-\alpha}(n-1)$

注意: 在各种备择假设下, 拒绝域的方向与备择假设的方向一致。

### 3. $\mu$ 未知时, $\sigma^2$ 的检验



当原假设为  $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ , 且  $H_0$  成立时, 由抽样分布定理 7.4, 可知检验统计量

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

对给定的显著性水平  $\alpha$ , 下表给出了各种备择假设下检验的拒绝域。这种检验叫做  $\chi^2$  检验。

$H_0$	$H_1$	显著性水平 $\alpha$ 下关于 $H_0$ 的拒绝域
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 < \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 > \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	$\chi^2 > \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$
$\sigma^2 = \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi^2 < \chi_{\alpha}^2(n-1)$

- 两个正态总体下, 假设检验拒绝域

1/2.  $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  已知/ $\sigma_1^2, \sigma_2^2$  未知, 但  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  时,  $\mu_1 = \mu_2$  的检验

在显著性水平  $\alpha$  的条件下,  $H_0$  的拒绝域

$H_0$	$H_1$	$\sigma_1^2, \sigma_2^2$ 已知	$\sigma_1^2, \sigma_2^2$ 未知, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$
$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 \neq \mu_2$	$ U  > u_{1-\alpha/2}$	$ T  > t_{1-\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$
$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 > \mu_2$	$U > u_{1-\alpha}$	$T > t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
$\mu_1 = \mu_2$	$\mu_1 < \mu_2$	$U < -u_{1-\alpha}$	$T < -t_{1-\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$

注意: 在各种备择假设下, 拒绝域的方向与备择假设的方向一致。

3.  $\mu_1, \mu_2$  未知, 求总体方差  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$  的假设检验



当原假设为  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  成立时, 由抽样分布定理可以得到此时的检验统计量

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \text{ 服从 } F(n_1 - 1, n_2 - 1).$$

因此, 这种假设检验叫 F 检验。

在显著性水平  $\alpha$  的条件下, 两正态总体方差检验  $H_0$  的拒绝域

$H_0$	$H_1$	$H_0$ 的拒绝域
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$F < F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 或 $F > F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$	$F > F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F < F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$