# 目录

第一章	概率论的基本概念	2
第二章	随机变量及其分布	2
第三章	多为随机变量及其分布	4
第四章	随机变量的数字特征	4
	大数定律和中心极限定理	5
第六章	样本及抽样分布	6
	参数估计	7
	假设检验	7
三大抽材		۰
— УСЛЩТ	T73 17	
常用随村	几变量分布	Ç
正态总值	本均值、方差的置信区间	10
	本参数的假设检验	11

## 第一章 概率论的基本概念

1. 互斥(互不相容): AB = Ø

对立(互逆):  $\bar{A} = B$ 

完备(完全)事件组:  $A_1, A_2, ..., A_n$ , 满足 $A_i A_j = \emptyset, i \neq j$ , 且 $\bigcup_{i=1}^n A_i = \Omega$ 

2. 德摩根律:  $\overline{A \cup B} = A \cap B$   $\overline{A \cap B} = A \cup B$   $\overline{A - B} = \overline{AB} = \overline{A} \cup B$ 

 $3. A \subset B. AB = A$ 

4.  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$   $P(A - B) = P(A) - P(AB) = P(A\bar{B})$  $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(BC) - P(AC) + P(ABC)$  $P(AB) = P(A) - P(A\overline{B})$ 

6. 不放回抽取, 连续取 n 次每次取 1 个↔ 一次取 n 个

7. 条件概率:  $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$  乘法定理: P(AB) = P(B|A)P(A)

缩减样本空间解法

P(ABC) = P(C|AB)P(B|A)P(A)

8. 全概率公式: 离散:  $P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(AB_i) = \sum_{i=1}^{n} P(A|B_i)P(B_i)$ 

连续:  $p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x|y) p_Y(y) dy$  $p_{\scriptscriptstyle Y}(y)$ 同理

9. 贝叶斯公式: 离散:  $P(B_i|A) = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{P(A)} = \frac{P(A|B_i)P(B_i)}{\sum_{i=1}^{n} P(A|B_j)P(B_j)}$ 

连续:  $p(y|x) = \frac{p(x|y)P_Y(y)}{p_X(x)} = \frac{p(x|y)P_Y(y)}{\int_{-\infty}^{+\infty} p(x|y)p_Y(y)dy}$ p(x|y)同理

10. A、B 独立: P(AB) = P(A)P(B)

定理: ①一列独立事件中任一部分改为对立事件, 所得事件列仍为相互独立

②事件 A、B、C. 任取两个事件都独立. 则

两两独立:  $P(ABC) \neq P(A)P(B)P(C)$ 

相互独立: P(ABC) = P(A)P(B)P(C)

11.

#### 第二章 随机变量及其分布

- 1. 离散型随机变量(概率质量函数 PMF)
  - a) **0-1 分布**: 抛硬币, 二选一

$$P{X = k} = p^k (1 - p)^{1-k}, k = 0,1$$
  $E(X) = p$   $D(X) = p(1 - p)$ 

b) 二项分布:  $X \sim B(n, p)$  n 重伯努利. 出现 k 次"是"

$$P{X = k} = {n \choose k} p^k (1-p)^{n-k}, k = 0,1,...,n$$

$$E(X) = np$$
  $D(X) = np(1-p)$ 

c) **几何分布**:  $X \sim Ge(P)$  n 重伯努利, 第 k 次**首次**出现"是"

$$P\{X = k\} = p(1-p)^{k-1}, k = 0,1,...,n$$
  $E(X) = \frac{1}{p}$   $D(X) = \frac{1-p}{p^2}$ 

无记忆性 为负二项分布的特例 r=1

d) 负二项分布(帕斯卡分布):  $X \sim Nb(r,p)$ 

几何分布的和

$$P\{X = k\} = C_{k-1}^{r-1} p^r (1-p)^{k-r}, k = r, r+1, \dots$$
  $E(X) = \frac{r}{p}$   $D(X) = \frac{r(1-p)}{p^2}$ 

X=第 k 次实验. 正好发生 r 次"是"

e) **超几何分布**:  $X \sim h(n, N, M)$  不放回抽样的二项分布

$$P\{X = k\} = \frac{C_N^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n} \qquad E(X) = n \frac{M}{N} \qquad D(X) = n \frac{M}{N} (1 - \frac{M}{N}) (1 - \frac{n-1}{N-1})$$

N件物品、有M件次品、抽n件(不放回)有k件次品概率

分子: k 件从不合格品中抽取, 剩下的在合格品中抽取

分母: 从 N 件中随便抽取 n 件

若 N 巨大, 放不放回区别不大, 近似为二项分布

f) **松柏分布**:  $X \sim P(\lambda)$  二项分布的极限.  $p = \lambda/n$ 

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$
  $E(X) = \lambda$   $D(X) = \lambda$ 

条件: 平稳性、独立性、普诵性

意义:单位时间内随机事件发生的次数;例:汽车站台的候客人数

- 2. 概率密度函数**充要条件**①f(x) > 0; ② $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$
- 3. 连续型随机变量(概率密度函数 PDF)
  - a) **均匀分布**:  $X \sim U(a,b)$  古典派的几何概型

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, a < x < b \\ 0, 其他 \end{cases} \qquad F(x) = \begin{cases} 0, x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, a \le x \le b \\ 1, x > b \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{a+b}{2}$$
  $D(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$ 

$$E(X) = \mu D(X) = \sigma^2$$

重要结论: ①
$$aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$$
 ②标准化: 令 $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ ,则 $Z \sim N(0, 1)$ 

②标准化: 令
$$Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$$
, 则 $Z \sim N(0,1)$ 

③
$$Z \sim N(0,1)$$
, $P(Z > z_{\alpha}) = \alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , $z_{\alpha}$ 称为上 $\alpha$ 分位点

$$4P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) \approx 68.26\%, P(\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma) \approx 99.72\%$$

c) 标准正态分布:  $X \sim N(0,1)$  用 Z 表示

$$p(x) = \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$
 
$$F(X) = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

性质: 
$$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$
,  $\Phi(0) = 0.5$ ,  $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) dt = 1$ 

d) **指数分布**: *X~Exp*(λ) 泊松分布的间隔,连续的几何分布

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, x \ge 0 \\ 0, x < 0 \end{cases} \qquad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, x \ge 0 \\ 0, x < 0 \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{1}{\lambda} \qquad \qquad D(X) = \frac{1}{\lambda^2}$$

泊松分布的三个条件+无记忆性 <u>指数函数取对数→对数正太分布</u>

无记忆性: ①
$$P\{X > t\} = \int_{t}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = e^{-\lambda t}, t > 0$$
  
② $P\{X > t + s | X > s\} = P\{X > t\}$ 

- 4 伯努利分布 $\xrightarrow{+(hg)}$   $\xrightarrow$
- 5.( 累积)分布函数 CDF: F(x) = P(X < x)

离散: 
$$F(x) = P(X \le x) = \Sigma_{a \le x} p(a)$$

F(x)为分布函数的**充分必要条件**: ①F(x)单调非减; ②F(x)右连续;

$$P\{a < X \le b\} = P\{X \le b\} - P\{X \le a\} = F(b) - F(a)$$
  
 $P(X < a) = 1 - P(X \ge a) = F(a - 0) \Leftarrow a - 0$  为 a 左极限,离散时有意义  
 $P(x = a) = P(X \le a) - P(X < a) = F(a) - F(a - 0)$ 

6. 中心极限定理: 正态分布是所有分布的最终归宿

7. 泊松过程: 
$$P(X = k, t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$$
 时间可变的泊松分布(t=1)

8. 唯二无记忆性的分布: 几何分布、指数分布

9. 随机变量的函数分布: PDF 为 $p_X(x)$ 的X, PDF 为 $p_Y(y)$ 的Y = g(X)h(y)是单调函数y = g(x)的反函数

a) 公式法: 
$$p_Y(y) = egin{cases} p_X[h(y)] \cdot |h'(y)|, a < y < b \\ 0, 其他 \end{cases}$$

其中 a.b 为函数g(X)在 X 可能取值区间上的值域

b) 定义法: ①写出 $p_x(x)$ ;  $(2)F_{Y}(y) = P\{Y \le y\} = P\{g(X) \le y\} = P\{X \le h(y)\} = F_{X}(h(y));$  $\mathfrak{I}_{\mathcal{V}}(v) = F_{\mathcal{V}}'(v)$ 

10. 常用公式: 
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi}$$
  $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} = e$ 

## 第三章 多为随机变量及其分布

1. 离散: 联合概率质量函数 JPMF

边缘概率质量函数 MPMF (边缘分布):

条件概率质量函数:  $P\{X=x_i|Y=y_i\}=rac{P(X=x_i,Y=y_i)}{P(Y=y_i)}$  Y同理

**2. 连续:** 联合概率密度函数 JPDF

**边缘**概率密度函数 MPDF (边缘密度): 
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y) dy$$
 Y 同理

**条件**概率密度函数:  $p_{X|Y}(x|y) = \frac{p(x,y)}{p_Y(y)}$  X 为条件同理

- 3. 条件概率→条件分布
- 4. 联合累积分布函数 JCDF:  $F(x,y) = P(\{X \le x\} \mathbf{L} \{Y \le y\}) = P(X \le x, Y \le y)$

边缘累积分布函数 MCDF:  $= F(x, +\infty) = \lim_{y \to +\infty} F(x, y) = P(X \le x)$ 

$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$
  $F_X(x)F_Y(y)$ 也是分布函数

条件累积分布函数: 连续:  $F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^{x} \frac{p(u,y)}{p_Y(y)} du$  X 为条件同理

5. 相互独立: CDF:  $F(x_1, x_2, ..., x_n) = \prod_{i=1}^n F_i(x_i)$ 

PMF: 
$$P(X = x_1, X = x_2, ..., X = x_n) = \prod_{i=1}^n P(X = x_i)$$

PDF:  $p(x_1, x_2, ..., x_n) = \prod_{i=1}^n p_i(x_i)$ 

离散:  $p_{ij} = p_i.p_{.j}$  连续:  $p(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$ 

6. **二维均匀分布**:  $p(x,y) = \begin{cases} 1/S \\ 0, \pm 0 \end{cases}$ 

二维正态分布:  $(X,Y) \sim N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$   $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$   $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 

$$p(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho)^2} \left[ \frac{(x-u_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-u_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-u_2)^2}{\sigma_2^2} \right]}$$

性质: ①X,Y相互独立 $\Leftrightarrow \rho = 0$ ; ② $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a\sigma_1^2 + 2ab\sigma_1\sigma_2\rho + b\sigma_2^2)$  7. Z = (X,Y)的分布:

a) X, Y离散:  $P(X + Y = k) = \sum_{i=0}^{k} P(X = i) P(Y = k - i)$  卷积公式

b) X,Y连续: Z=Y+X  $p_Z(z)=\int_{-\infty}^{+\infty}p(x,z-x)\,dx=\int_{-\infty}^{+\infty}p(z-y,y)\,dy$ 

$$\stackrel{X,Y$$
相互独立  $=$   $\int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z-y) p_Y(y) dy$ 

$$Z = \frac{Y}{X} \qquad p_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| P(x, xz) \, dx \qquad |x| \, \hat{\mathbb{E}} \, \mathbb{Y} \colon \, |\frac{dy}{dz}|$$

$$Z = YX p_{YX}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{|x|} P\left(x, \frac{z}{x}\right) dx$$

c) X离散, Y连续:  $F_Z(z) = P\{Z \le z\} = \sum_i P\{X = x_i\} P\{g(x_i, Y) \le z | X = x_i\}$ 

8. 
$$X_i \sim F_i(x)$$
  $Y = max(X_1, X_2, ..., X_n)$   $F_Y(y) = \prod_{i=1}^n F_i(y)$ 

$$Z = min(X_1, X_2, ..., X_n)$$
  $F_Z(z) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - F_i(z))$ 

## 第四章 随机变量的数字特征

1. 数学期望(随机变量的一阶矩)

意义: ①对不确定性的计量; ②加权平均(重心)

a) 离散: 
$$\mu = \mu_X = E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p(x_i)$$
 前提:  $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p(x_i) < \infty$ 

b) 连续:  $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x) dx$ 

性质: ① $E[g(X)] = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p(x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)p(x) dx;$ 

$$E[g(X,Y)] = \sum_{j} \sum_{i} g(x_{i}, y_{j}) p(x_{i}, y_{j}) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) p(x, y) dxdy$$

②
$$E(c) = c \rightarrow E(E(X)) = E(X)$$
 ③齐次性:  $E(aX) = aE(X)$ 

④可加性:  $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$ 

⑤施瓦茨不等式:  $[E(XY)]^2 \leq E(X^2)E(Y^2)$ 

⑥X,Y独立: E(XY) = E(X)E(Y)

2.  $A_i$ 的示性变量(函数):  $X_i = \begin{cases} 1, 事件A_i$ 发生 用于求 E(X)

3. 方差 (二阶矩): 衡量集中程度

$$Var(X) = \sigma^2 = \sigma_X^2 = D(X) = E\left[\left(X - E(X)\right)^2\right] = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu)^2 p(x_i)$$

性质:  $(1)D(X) = E(X^2) - E(X)^2$ ;

- $(2)D(aX + b) = a^2D(X);$  b的几何意义为平移量
- $(\Im)D(c) = 0 \rightarrow D(D(x)) = D(x)$
- $4D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2Cov(X,Y)$
- ⑤D(X) = 0 ⇔存在常数 c 使得P(X = c) = 1 X = c与P(X = c) = 1不同
- 4. **标准差**: 解决方差单位不一致  $\sigma = \sigma_r = \sqrt{Var(X)}$
- 5. 马尔可夫不等式:  $P(X \ge a) \le \frac{E(X)}{a}$  切比雪夫不等式:  $P(|X u| \ge k) \le \frac{\sigma^2}{\nu^2}$
- 6. 协方差:  $Cov(X,Y) = E[(X \mu_X)(Y \mu_Y)] = E(XY) E(X)E(Y) = Cov(Y,X)$ Cov(X,Y) > 0. 正相关; < 0. 负相关; = 0. 不相关 性质: (1)Cov(aX,bY) = abCov(X,Y) $2Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$
- 7. 相关系数:  $\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_{Y}\sigma_{Y}}$  因为标准差有单位  $\rho_{XY} \in [-1,1]$  $\rho > 0$ ,正相关;  $\rho < 0$ ,负相关;  $\rho = 1$ . 完全正相关;  $\rho = -1$ . 完全负相关;  $\rho = 0$ . (线性) 不相关;

 $|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow$ 存在常数 $a(\neq 0)$ , b使得P(Y = aX + b) = 1

8. 满足二维正态分布的 X,Y 独立  $\Leftrightarrow \rho = 0$ ,即不相关

#### 第五章 大数定律和中心极限定理

1. 概率收敛: 记为 $Y_n \stackrel{P}{\to} a$   $\lim_{n \to \infty} P\{|Y_n - a| < \varepsilon\} = 1$ 

$$\lim_{n\to\infty} P\{|Y_n - a| < \varepsilon\} = 1$$

2. 弱大数定律

统计存在的基础

a) 伯努利大数定律: 记为 $\frac{f_A}{n} \stackrel{P}{\to} p, n \to \infty$ 

$$X_n \sim B(n, p)$$
 
$$\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{f_A}{n} - 1 \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

b) 辛钦大数定律: 记为 $\bar{X} \stackrel{P}{\to} \mu, n \to \infty$ 

$$X_n$$
具有相同的分布  $\lim_{n\to\infty} P\{|X-E(\bar{X})|<\varepsilon\}=1$ 

c) 切比雪夫大数定律: 记为 $\bar{X} \stackrel{P}{\to} \mu, n \to \infty$ 

$$Var(X_i) \le c$$
  $\lim_{n \to \infty} P\{|X - E(\bar{X})| < \varepsilon\} = 1$ 

	分布	独立性	方差
伯努利大数定律	伯努利分布	独立	无要求
辛钦大数定律	同分布	独立	无要求
切比雪夫大数定律	无要求	不相关	同上界

- 3. 强大数定律:  $P\left(\lim_{x \to \mu} | \bar{X} \mu| < \epsilon\right) = 1$  约束条件比弱大数更强 考研不考
- 解释了为什么生活中正态分布处处可见 4. 中心极限定理
  - a) 棣莫弗-拉普拉斯定理

理解: 伯努利分布的和的极限是正态分布

$$\lim_{n\to\infty} P\left(\frac{x-np}{\sqrt{np(1-p)}} \le x\right) = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \qquad \mu = np, \sigma = \sqrt{np(1-p)}$$

b) 列维-林德伯格定理:

$$\lim_{n\to\infty} P\left(\frac{\sum_{i=1}^{n} X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \le x\right) = \Phi(x) \qquad E(\sum_i X_i) = n\mu, D(\sum_i X_i) = n\sigma^2$$

## 第六章 样本及抽样分布

1. 统计量(样本数字特征): 不含未知参数

a) 样本均值:  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ 

b) 样本方差: 
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n \bar{X}^2 \right)$$

样本标准差:  $S = \sqrt{S^2}$ 

c) k(原点)阶矩: *E(X<sup>k</sup>*)

k 阶中心矩:  $E\{[X-E(X)]^k\}$ 

k+I 阶混合矩:  $E(X^kY^l)$ 

k+I 阶混合中心矩 $E\{[X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^l\}$ 

性质: ①
$$E(\bar{X}) = E(X) = \mu$$
; ② $D(\bar{X}) = \frac{1}{n}D(X)$ 

③样本方差和方差的关系:  $E(S^2) = \sigma^2$ 

2. 抽样分布: 统计量的分布

a) 卡方分布:记作 $\chi^2 \sim \chi^2(n)$   $\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$  n 越大,越接近正态分布

$$f(y) = \frac{1}{\Gamma(\frac{n}{2})2^{\frac{n}{2}}} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}} (y > 0) \qquad E(X) = n \qquad D(X) = 2n$$

伽马函数: 
$$\Gamma(x) = \int_0^\infty \frac{t^{x-1}}{e^t} dt$$

若 n 为正整数, 
$$\Gamma(n) = (n-1)!$$

性质: ①可加性:  $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$ ;

②上
$$\alpha$$
分位点:  $P\{\chi^2 > \chi^2_\alpha(n)\} = \int_{\chi^2_\alpha(n)}^\infty f(y) \, dy = \alpha$ 

b) t 分布: 记作
$$T \sim t(n)$$
  $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}, \begin{cases} X \sim N(0,1) \\ Y \sim \chi^2(n) \end{cases}$  n 越大,越接近正态分布

$$h(t) = \frac{\Gamma(\frac{n+1}{2})}{\sqrt{n\pi}\Gamma(\frac{n}{2})} \left(1 + \frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} E(X) = 0 (n > 1) \quad D(X) = \frac{n}{n-2} (n > 2)$$

性质: ①上 $\alpha$ 分位点:  $P\{t > t_{\alpha}(n)\} = \int_{t_{\alpha}(n)}^{\infty} h(t) dt = \alpha$ 

②h(t)为偶函数;

③n 充分大时,t(n)分布近似于N(0,1)

C) F 分布: 记作
$$F \sim F(n_1, n_2)$$
 
$$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}, \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$$
 
$$p(x) = \frac{\Gamma(\frac{n_1 + n_2}{2})(\frac{n_1}{n})^{n_1/2}}{\Gamma(\frac{n_1}{2})\Gamma(\frac{n_2}{2})} x^{\frac{n_1}{2} - 1} \left(1 + \frac{n_1}{n_2}x\right)^{-\frac{n_1 + n_2}{2}}$$
 
$$E(X) = \frac{n_2}{n_2 - 2}(n_2 > 2) \qquad D(X) = \frac{2n_2^2(n_1 + n_2 - 2)}{n_1(n_2 - 2)^2(n_2 - 4)}(n_2 > 4)$$

性质: ①上 $\alpha$ 分位点:  $P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \int_{F_{\alpha}(n_1, n_2)}^{\infty} \psi(y) dy = \alpha$ 

②
$$F \sim F(n_1, n_2)$$
,  $\iiint_F^1 \sim F(n_2, n_1)$ ,  $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_1, n_2)}$ 

d) 一个正态总体的抽样分布: 总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 

i. 样本均值的分布( $\sigma^2$ 已知):  $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$  或  $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$ 

ii. 样本方差的分布( $\mu$ 未知):量化 $S^2$ 逼近 $\sigma^2$ 的靠谱程度

$$\bar{X}$$
与  $S^2$ 相互独立,且 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 

iii. 样本均值的分布( $\sigma^2$ 未知):  $T = \frac{\bar{X} - \mu}{SI \sqrt{n}} \sim t(n-1)$  量化 $\bar{X}$ 逼近  $\mu$ 的靠谱程度

iv. 样本方差的分布(
$$\mu$$
已知):  $\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \sim \chi^2(n)$  ????

e) 两个正太总体的抽样分布: 总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和总体 $X \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 

i. 样本均值的差 $(\sigma_1^2, \sigma_2^2$ 已知):

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right) \stackrel{\text{Th}}{=} Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$$

ii. 样本均值的差( $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 =$ 未知):

$$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2) \qquad S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

iii. 样本方差的比例( $\mu_1$ ,  $\mu_2$ 未知):  $F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 

# 第七章 参数估计

1. 参数估计意义:分布函数已知,部分参数未知

2. 点估计: 部分参数 $\theta$ , 估计量 $\hat{\theta}$ 

种类: ①一致估计量:  $\lim_{n\to\infty} P(|\hat{\theta}-\theta|<\varepsilon)=1$   $\bar{\theta}\stackrel{P}{\to}\theta$  大样本容量

②无偏估计量:  $E(\hat{\theta}) = \theta$ 

小样本容量

③更有效估计量:  $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$ ,  $\hat{\theta}_1$ 更有效

# 计算方法:

a) 矩估计法:

理论基础: 样本 k 阶矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ ,随机变量 k 阶矩 $E(X^k) = \mu_k$ 

$$\lim_{n\to\infty} P(|A_k - \mu_k| < \varepsilon) = 1, \quad \{ \exists A_k \xrightarrow{P} \mu_k, n \to \infty \}$$

步骤:列出一阶矩到 k 阶矩的方程。(考研最多两个方程)

b) 最大似然估计法: 可能性最大的就是事实

i. 似然函数: 离散:  $L(\theta) = L(x_1, x_2, ..., x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta), \theta \in \Theta$  连续:  $L(\theta) = L(x_1, x_2, ..., x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta), \theta \in \Theta$ 

ii. 最大似然函数:  $L(x_1,x_2,...,x_n;\hat{\theta}) = \max_{\theta \in \Theta} L(x_1,x_2,...,x_n;\theta)$ 

最大似然估计值:  $\hat{\theta}(x_1, x_2, ..., x_n)$ ; 最大似然估计量:  $\hat{\theta}(X_1, X_2, ..., X_n)$ 

iii. 对数似然方程:  $\frac{d}{d\theta} ln L(\theta) = 0$  解法之一

3. 区间估计: 置信水平1 - α

a) 单个总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 

i. μ的置信区间

①  $\underline{\sigma^2 已知}$ :  $\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right)$  ②  $\underline{\sigma^2 \pm \underline{m}}$ :  $\left(\bar{X} \pm \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} (n-1)\right)$ 

 $ii. \sigma^2$ 的置信区间  $\sigma$ 的置信区间同理

① <u>μ已知</u>:  $\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{\alpha/2}^{2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{1-\alpha/2}^{2}(n)}\right)$  ② <u>μ未知</u>:  $\left(\frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{\alpha/2}^{2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{1-\alpha/2}^{2}(n-1)}\right)$ 

b) 两个总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 

i.  $\mu_1 - \mu_2$ 的置信区间

① $\sigma_1^2$ ,  $\sigma_2^2$ 已知:  $(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$ ② $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 =$ 未知:  $(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$   $S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ 

ii.  $\sigma_1^2/\sigma_2^2$ 的置信区间  $\mu_1, \mu_2$ 未知

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

#### 第八章 假设检验

1. 第一类错误: H<sub>0</sub>是对的, 但我们拒绝了它(弃真) 第二类错误: H<sub>0</sub> 错 , 接受 (纳伪)

2. 显著性检测: 只控制第一类错误

步骤: ①提出 $H_0$ ; ②给出显著性水平 $\alpha$ ;

③确定检验统计量及拒绝域形式; ④求出拒绝域W

3.

# 三大抽样分布

	统计量		概率密度函数	E(X)	D(X)
卡方分布	$\chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2$	$\chi^2 \sim \chi^2(n)$	$\frac{1}{\Gamma(\frac{n}{2})2^{\frac{n}{2}}}y^{\frac{n}{2}-1}e^{-\frac{y}{2}}(x>0)$	n	2n
t 分布	$T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}}, \begin{cases} X \sim N(0,1) \\ Y \sim \chi^2(n) \end{cases}$	$T\sim t(n)$	$\frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\left(1+\frac{t^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}}$	0(n > 1)	$\frac{n}{n-2}(n>2)$
F 分布	$F = \frac{X / n_1}{Y / n_2}, \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$	$F \sim F(n_1, n_2)$	$\frac{\Gamma\left(\frac{n_{1}+n_{2}}{2}\right)\left(\frac{n_{1}}{n}\right)^{n_{1}/2}}{\Gamma\left(\frac{n_{1}}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n_{2}}{2}\right)}x^{\frac{n_{1}}{2}-1}\left(1+\frac{n_{1}}{n_{2}}x\right)^{\frac{-n_{1}+n_{2}}{2}}$	$\frac{n_2}{n_2 - 2} (n_2 > 2)$	$\frac{2n_2^2(n_1 + n_2 - 2)}{n_1(n_2 - 2)^2(n_2 - 4)}(n_2 > 4)$

# 常用随机变量分布

		$P\{X=k\}/p(x)$	F(x)	E(X)	D(X)	
0-1 分布		$p^k(1-p)^{1-k}$		p	p(1-p)	抛硬币, 二选一
二项分布	$X \sim B(n,p)$	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$		np	np(1-p)	n 重伯努利,出现 k 次"是"
松柏分布	$X \sim P(\lambda)$	$\frac{\lambda^k}{k!}e^{-\lambda}$		λ	λ	二项分布的 <b>极限</b> , $p=\frac{\lambda}{n}$
几何分布	<i>X∼Ge(P)</i>	$p(1-p)^{k-1}$		$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	n 重伯努利,第 k 次 <b>首次</b> 出现"是"
负二项分布	$X \sim Nb(r,p)$	$C_{k-1}^{r-1}p^r(1-p)^{k-r}$		$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$	几何分布的 <b>和</b> X=第 k 次实验,正好发生 r 次"是"
超几何分布	$X \sim h(n, N, M)$	$\frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}$		$n\frac{M}{N}$	$n\frac{M}{N}(1-\frac{M}{N})(1-\frac{n-1}{N-1})$	<b>不放回</b> 抽样的二项分布
均匀分布	$X \sim U(a,b)$	$\begin{cases} \frac{1}{b-a}, a < x < b \\ 0, 其他 \end{cases}$	$\begin{cases} 0, x < a \\ \frac{x - a}{b - a}, a \le x \le b \\ 1, x > b \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	古典派的几何概型
正态分布	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$ \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) $ $ \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt $	μ	$\sigma^2$	二项分布的另一种极限
标准正态分布	<i>X</i> ∼ <i>N</i> (0,1)	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$	0	1	
指数分布	$X \sim Exp(\lambda)$	$\begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, x \ge 0\\ 0, x < 0 \end{cases}$	$\begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, x \ge 0 \\ 0, x < 0 \end{cases}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	泊松分布的间隔,连续的几何分布
二维均匀分布		$p(x,y) = \begin{cases} 1/S \\ 0, 其他 \end{cases}$				
二维正态分布	$(X,Y) \sim N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$	$p(x,y) = \frac{1}{2\pi\epsilon}$	$\frac{1}{\sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1 - \rho)^2} \left[ \frac{1}{2(1 - \rho)^2} \right]}$	$\frac{(x-u_1)^2}{\sigma_1^2}$	$\frac{\rho(x-\mu_1)(y-u_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-u_2)^2}{\sigma_2^2}$	

# 正态总体均值、方差的置信区间

	<u> </u>				
	1寸1百多数	其他参数	枢轴量的分布	置信区间	
一个正态总体	μ	σ²已知	$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$	$\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right)$	
		σ²未知	$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1)$	$\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} (n-1)\right)$	
	$\sigma^2$	# <mark>E知</mark>	$\chi^{2} = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} \sim \chi^{2}(n)$	$(\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{\alpha/2}^{2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{1-\alpha/2}^{2}(n)})$	
		μ未知	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = -\chi^2(n-1)$	$(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)})$	
两个正态总体	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma_1^2,\sigma_2^2$ 已知	$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$	
		$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未知$	$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ $S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$	
	$\sigma_1^2/\sigma_2^2$	μ <sub>1</sub> ,μ <sub>2</sub> 未知	$F = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$(\frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1-1,n_2-1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1-1,n_2-1)})$	

# 正态总体参数的假设检验

甘仙糸粉	И	И	<b>松哈悠计量的分布</b>	拒绝域
共心少奴	110	111	(単一地 切り) (1)	
2 — /		$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$\bar{X} - \mu_0$	$ U  \ge u_{\alpha/2}$
σ²已知 	$\mu = \mu_0$		$Z = \frac{10}{\sigma \sqrt{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$	$U \ge u_{\alpha}$
			0/ γπ	$U \le u_{\alpha}$
			$\overline{m{v}}$	$ T  \ge t_{\alpha/2}(n-1)$
σ²未知	$\mu \geq \mu_0$		$T = \frac{X - \mu_0}{T} \sim t(n-1)$	$T \ge t_{\alpha}(n-1)$
			$S/\sqrt{n}$	$T \le t_{\alpha}(n-1)$
			71.	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha/2}(n) \text{ or } \chi^2 \ge \chi^2_{\alpha/2}(n)$
<del>#已知</del>		$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$x^{2} = \frac{1}{1} \sum_{(X - \mu)^{2}} (x^{2} + \mu)^{2}$	$\chi^2 \ge \chi_{\alpha}^2(n)$
МОУН	$\sigma^2 = \sigma_0^2$		$\chi = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{N_t} (N_i + \mu) - \chi(n)$	
	$\sigma^2 \le \sigma_0^2$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$	v-1	$\chi^{2} \le \chi_{1-\alpha}^{2}(n)$
μ未知	$\sigma^2 \ge \sigma_0^2$	$\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \sim \chi^2(n-1)$	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha/2}(n-1) \text{ or } \chi^2 \ge \chi^2_{\alpha/2}(n-1)$
				$\chi^2 \ge \chi_\alpha^2 (n-1)$
			<u> </u>	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha}(n-1)$
	$\mu_{1} - \mu_{2} = \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \le \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \ge \mu_{0}$	$\mu_1 - \mu_2 > \mu_0$	$(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0$	$ U  \ge u_{\alpha/2}$
$\sigma^2$ $\sigma^2 \square 4\pi$			$Z = \frac{1}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$U \ge u_{\alpha}$
$\sigma_1, \sigma_2$ 已知				
				$U \le u_{\alpha}$
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未知$			$(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0$	$ T  \ge t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$
			$T = \frac{(n_1 + n_2 - 2)}{\sqrt{1 + n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$	$T \ge t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
			$S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}$	$T \le t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$
			V 1 2	$F \le F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2) \text{ or } F \le F_{\alpha/2}(n_1, n_2)$
μ <sub>1</sub> , μ <sub>2</sub> 已知 σ <sub>2</sub> <sup>2</sup>	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \le \sigma_2^2$ $\sigma_2^2 \ge \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2), \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$ $F = S_1^2/S_2^2 \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	,
				$F \le F_{\alpha}(n_1, n_2)$
				$F \le F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$
μ <sub>1</sub> ,μ <sub>2</sub> 未知				$F \le F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1) \text{ or } F \le F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1)$
				2 2
				$F \le F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
				$F \le F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
	$\mu$ 已知 $\mu$ 未知 $\sigma_1^2, \sigma_2^2$ 已知 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = $ 未知 $\mu_1, \mu_2$ 已知	$\sigma^{2}$ 已知 $\mu = \mu_{0}$ $\mu \leq \mu_{0}$ $\mu \geq \mu_{0}$ $\mu \geq \mu_{0}$ $\mu \Rightarrow \mu_{0}$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} = \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \leq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \leq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \geq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \geq \mu_{0}$ $\sigma^{2}_{1} = \sigma_{2}^{2} = \pi$ $\sigma^{2}_{1} \leq \sigma^{2}_{2}$ $\sigma^{2}_{1} \leq \sigma^{2}_{2}$ $\sigma^{2}_{2} \geq \sigma^{2}_{2}$	$\sigma^{2}$ 已知 $\mu = \mu_{0} \qquad \mu \neq \mu_{0} \qquad \mu > \mu_{0} \qquad \mu < $	$\sigma^{2}$ 已知 $\mu = \mu_{0} \qquad \mu \neq \mu_{0} \qquad Z = \frac{\bar{X} - \mu_{0}}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} = \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} = \frac{(N - 1)S^{2}}{\sigma^{2}} = \sim \chi^{2}(n - 1)$ $Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{\sqrt{n_{1}} + \frac{\sigma_{0}^{2}}{n_{2}}} \sim N(0,1)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{\sqrt{n_{1}} + \frac{\sigma_{0}^{2}}{n_{2}}} \sim N(0,1)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n$