目录

第一章	既率论的基本概念	2
公 一辛 □		
为一早	随机变量及其分布	∠
第三章	多为随机变量及其分布	3
第四章	随机变量的数字特征	4
第五章	大数定律和中心极限定理	5
逆六音	样本及抽样分布	
カハ子(十年久 1 1十万 1	
第七章	参数估计	6
第八章 伯	假设检验	7
三大抽样	· 	7
常用随机	l变量分布	6
正态总体	⁵ 均值、方差的置信区间	0
	≤参数的假设检验	10

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

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

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

b) **正态分布**:
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
 二项分布的另一种极限

$$p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \qquad F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}}dt = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

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

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 $Z \sim N(0, 1)$

- ③ $Z\sim N(0,1)$, $P(Z>z_{\alpha})=\alpha$, $0<\alpha<1$, z_{α} 称为上 α 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~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:
$$X \sim Exp(\lambda)$$
 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 $\xrightarrow{+\text{IdSM}分布}$ 二项分布 $\xrightarrow{-\text{TQ}分布}$ 二项分布 $\xrightarrow{\text{n } \text{很大}}$ 正态分布 $\xrightarrow{+\text{Ex}分布}$ 正态分布
- 5. (累积)分布函数 CDF: $F(x) = P(X \le x)$

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

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 $F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{g(X) \le y\} = P\{X \le h(y)\} = F_X(h(y))$; ③ $p_Y(y) = F_Y'(y)$
- 10. 常用公式: $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi}$ $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} = e$

11.

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:
$$P\{X = x_i | Y = y_i\} = \frac{P(X = x_i, Y = y_i)}{P(Y = y_i)}$$
 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: $p_{ij} = p_i.p_{\cdot j}$ 连续: $p(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$

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

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

$$p(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma \sigma_0 \sqrt{1-\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho)^2} \left[\frac{(x-u_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-u_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-u_2)^2}{\sigma_2^2} \right]}$$

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 $=$ $\int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z-y) p_Y(y) dy$

$$Z = \frac{Y}{X}$$

$$p_{Y/X}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |x| P(x, xz) \, dx \qquad |x|$$
意义: $|\frac{dy}{dz}|$

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

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

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

9.

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: $[E(XY)]^2 \le E(X^2)E(Y^2)$

⑥X,Y独立: E(XY) = E(X)E(Y)

2. A_i 的示性变量(函数): $X_i = \begin{cases} 1, 事件A_i 发生 \\ 0, 事件A_i 没发生 \end{cases}$ 用于求 E(X)

3. 方差 (二阶矩): 衡量集中程度

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

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

 $(3)D(c) = 0 \rightarrow D(D(x)) = D(x)$

 $4D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2Cov(X,Y)$

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 $\sigma = \sigma_x = \sqrt{Var(X)}$

5. 马尔可夫不等式: $P(X \ge a) \le \frac{E(X)}{a}$ 切比雪夫不等式: $P(|X - u| \ge k) \le \frac{\sigma^2}{k^2}$

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 不相关←独立
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:
$$\rho_{XY} = \frac{cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$
 因为标准差有单位 $\rho_{XY} \in [-1,1]$

$$\rho > 0$$
,正相关; $\rho < 0$,负相关;

$$ho=1$$
,完全正相关; $ho=-1$,完全负相关; $ho=0$,(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

9.

第五章 大数定律和中心极限定理

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

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 $\bar{X} \stackrel{P}{\to} \mu, n \to \infty$

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

	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:
$$P\left(\lim_{N\to\infty}|\bar{X}-\mu|<\epsilon\right)=1$$
 约束条件比弱大数更强 考研不考

4. 中心极限定理 解释了为什么生活中正态分布处处可见

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

b) 列维-林德伯格定理:

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

5.

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^k*)

k 阶中心矩: $E\{[X-E(X)]^k\}$

k+l 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
$$E(\overline{X}) = E(X) = \mu$$
; ② $D(\overline{X}) = \frac{1}{n}D(X)$

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 α 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
$$F \sim F(n_1, n_2)$$

$$F = \frac{\chi/n_1}{Y/n_2}, \begin{cases} \chi \sim \chi^2(n_1) \\ \gamma \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$$

$$p(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_1 + n_2}{2}\right) \left(\frac{n_1}{n}\right)^{n_1/2}}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right)} x^{\frac{n_1}{2} - 1} \left(1 + \frac{n_1}{n_2} x\right)^{-\frac{n_1 + n_2}{2}}$$

$$E(X) = \frac{n_2}{n_2 - 2} (n_2 > 2) \qquad D(X) = \frac{2n_2^2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 (n_2 - 2)^2 (n_2 - 4)} (n_2 > 4)$$

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

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

- 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(σ^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(μ 未知):量化 S^2 逼近 σ^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(σ^2 未知): $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$ 量化 \bar{X} 逼近 μ 的靠谱程度

iv. 样本方差的分布(μ 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 $X \sim N\left(\mu_1, \sigma_1^2\right)$ 和总体 $X \sim N\left(\mu_2, \sigma_2^2\right)$

i. 样本均值的差(σ_1^2 , σ_2^2 已知):

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

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(μ_1 , μ_2 未知): $F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$

3.

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 θ , 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 $E(X^k) = \mu_k$

$$\lim_{n\to\infty} P(|A_k - \mu_k| < \varepsilon) = 1$$
, $\mathbb{E}[A_k \xrightarrow{P} \mu_k, n \to \infty]$

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

ii. σ^2 的置信区间

 σ 的置信区间同理

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

②
$$\mu$$
未知: $(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)})$

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
$$\sigma_1^2$$
, σ_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. σ_1^2/σ_2^2 的置信区间

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

1. 第一类错误: H₀是对的, 但我们拒绝了它(弃真)

第二类错误: H₀ 错 , (纳伪)

2. 显著性检测: 只控制第一类错误

步骤: ①提出H₀;

②给出显著性水平α;

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	统计量 概率密度函数			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 极限 , $p=\frac{\lambda}{n}$
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 首次 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 和 X=第 k 次实验,正好发生 r 次"是"
超几何分布	$X \sim h(n, N, M)$	$\frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}$		$n\frac{M}{N}$	$n\frac{M}{N}(1-\frac{M}{N})(1-\frac{n-1}{N-1})$	不放回 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	σ^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

	一				
	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	$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1)$	$\left(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} (n-1)\right)$	
	σ^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	$\mu_1 - \mu_2$	σ_1^2,σ_2^2 已知	$Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$	
		$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未知$	$T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ $S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$	
	σ_1^2/σ_2^2	μ ₁ ,μ ₂ 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	松哈悠计量的分布	拒绝域
共心少奴	110	111	(単一地 切り) (1)	
2 — /			$\bar{X} - \mu_0$	$ U \ge u_{\alpha/2}$
σ²已知 	$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$Z = \frac{10}{\sigma \sqrt{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$	$U \ge u_{\alpha}$
			0/ γπ	$U \le u_{\alpha}$
			$\overline{oldsymbol{ u}}$	$ T \ge t_{\alpha/2}(n-1)$
σ^2 未知	$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$T = \frac{x - \mu_0}{1 - \sqrt{n}} \sim t(n - 1)$	$T \ge t_{\alpha}(n-1)$
			S/\sqrt{n}	$T \le t_{\alpha}(n-1)$
			71.	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha/2}(n) \text{ or } \chi^2 \ge \chi^2_{\alpha/2}(n)$
#已知		$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$x^{2} = \frac{1}{1} \sum_{(X - \mu)^{2}} (x^{2} + \mu)^{2}$	$\chi^2 \ge \chi_{\alpha}^2(n)$
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>	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha}(n-1)$
σ_1^2,σ_2^2 已知	7. frn	$\mu_1 - \mu_2 > \mu_0$	$(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0$	$ U \ge u_{\alpha/2}$
			$Z = \frac{1}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$U \ge u_{\alpha}$
	$\mu_1 - \mu_2 = \mu_0$			
	$\mu_1 - \mu_2 \le \mu_0 \mu_1 - \mu_2 \ge \mu_0 \mu_1 - \mu_2 \ge \mu_0 \mu_1 - \mu_2 \ge \mu_0 \mu_3 $			$U \leq u_{\alpha}$
$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未知$			$(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0$	$ 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 ₁ ,μ ₂ 已知	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \le \sigma_2^2$ $\sigma_2^2 \ge \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2), \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$,
				$F \le F_{\alpha}(n_1, n_2)$
				$F \le F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$
μ ₁ , μ ₂ 未知			$F = S_1^2 / S_2^2 \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$F \le F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1) \text{ or } F \le F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1)$
				2 2
				$F \le F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
				$F \le F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$
	μ 已知 μ 未知 σ_1^2, σ_2^2 已知 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = $ 未知 μ_1, μ_2 已知	σ^{2} 已知 $\mu = \mu_{0}$ $\mu \leq \mu_{0}$ $\mu \geq \mu_{0}$ $\mu \geq \mu_{0}$ $\mu \Rightarrow \mu_{0}$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} = \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \leq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \leq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \geq \mu_{0}$ $\mu_{1} - \mu_{2} \geq \mu_{0}$ $\sigma^{2}_{1} = \sigma_{2}^{2} = \pi$ $\sigma^{2}_{1} \leq \sigma^{2}_{2}$ $\sigma^{2}_{1} \leq \sigma^{2}_{2}$ $\sigma^{2}_{2} \geq \sigma^{2}_{2}$	σ^{2} 已知 $\mu = \mu_{0} \qquad \mu \neq \mu_{0} \qquad \mu > \mu_{0} \qquad \mu < $	σ^{2} 已知 $\mu = \mu_{0} \qquad \mu \neq \mu_{0} \qquad Z = \frac{\bar{X} - \mu_{0}}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} + \pi$ $\sigma^{2} = \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \geq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2} \qquad \sigma^{2} \leq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} = \frac{(N - 1)S^{2}}{\sigma^{2}} = \sim \chi^{2}(n - 1)$ $Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{\sqrt{n_{1}} + \frac{\sigma_{0}^{2}}{n_{2}}} \sim N(0,1)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{\sqrt{n_{1}} + \frac{\sigma_{0}^{2}}{n_{2}}} \sim N(0,1)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}} \sim t(n_{1} - 2)$ $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_{0}}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n$