月录

第一章 概	死率论的基本概念	1
	· 值机变量及其分布	
	多为随机变量及其分布	
★第四章	随机变量的数字特征	3

第六章 样本及抽样分布......4

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 $A_iA_j=\emptyset,i\neq j$, 且 $\bigcup_{i=1}^nA_i=\Omega$

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. $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(AB)$ $P(A B) = P(A) P(AB) = P(A\bar{B})$ $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(BC) - P(AC) + P(ABC)$ $P(AB) = P(A) - P(A\bar{B})$
- 5. 古典型概率计算公式: $P(A) = \frac{k}{n} = \frac{\text{事 e A P n B A A P n B A A P n B$
- 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:
$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x|y) p_Y(y) dy$$

 $p_{v}(y)$ 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)

第二章 随机变量及其分布

- 1. 概率密度函数**充要条件**①f(x) > 0; ② $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$
- 2. 伯努利分布 $\xrightarrow{+\text{Ligh} \to \text{Ligh}}$ 二项分布 $\xrightarrow{-\text{Ligh} \to \text{Ligh}}$ 二项分布 $\xrightarrow{\text{Ligh} \to \text{Ligh}}$ 正态分布
- 3. 不重要结论:
 - a) 正态分布: $P(\mu \sigma < X < \mu + \sigma) \approx 68.26\%$. $P(\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma) \approx 99.72\%$
 - b) 指数分布: 无记忆性: ① $P\{X > t\} = \int_{t}^{+\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = e^{-\lambda t}, t > 0$

$$2P\{X > t + s | X > s\} = P\{X > t\}$$

离散型		$P\{X=k\}/p(x)$	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	$X \sim B(n, p)$	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	пр	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 , $p=\frac{\lambda}{n}$ 结论: $X_1+X_2\sim P(2\lambda)$ 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	
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" 无记忆性 为负二项分布的特例 r=1	
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 若 N 巨大,近似为二项分布 意义: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 M 中抽取,剩下的在 N 中抽取;分母:从 N 件中随便抽取 n 件	

连续型		$P\{X=k\}/p(x)$	F(x)	E(X)	D(X)	
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 $aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2) ; \mathbf{Z} = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 上 α 分位点: $Z \sim N(0, 1)$, $P(Z > z_{\alpha}) = \alpha$
标准正态分布	<i>X∼N</i> (0,1)	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$	$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$	0	1	$\Phi(-x) = 1 - \Phi(x), \ \Phi(0) = 0.5, \ \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(t) dt = 1$
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	$(X,Y) \sim N(\mu_1,\mu_2;\sigma_1^2,\sigma_2^2;\rho)$	$p(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}e^{-\frac{1}{2(1-\rho)^2}\left[\frac{(x-u_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-u_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-u_2)^2}{\sigma_2^2}\right]}$				X,Y 相互独立 $\Leftrightarrow \rho = 0;$ $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + 2ab\sigma_1\sigma_2\rho + b^2\sigma_2^2)$

4. (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
 $P(x = a) = P(X \le a) - P(X < a) = F(a) - F(a - 0)$

- 5. 中心极限定理: 正态分布是所有分布的最终归宿
- 6. 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)
- 7. 唯二无记忆性的分布: 几何分布、指数分布
- 8. 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,求 $p_Y(y)$

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

其中 a,b 为函数g(X)在 X 可能取值区间上的值域

9.
$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \sqrt{\pi};$$
 $\int_{-\infty}^{0} e^{-t^2} dt = \int_{0}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2};$ $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} = e^{-t^2}$

★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. 条件概率组成条件分布
- 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:
$$F_X(x) = F(x, +\infty) = \lim_{y \to +\infty} F(x, y) = P(X \le x)$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$
 $F_X(x)F_Y(y)$ 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:
$$p_{i,i} = p_{i,i}p_{\cdot,i}$$
 连续: $p(x,y) = p_X(x)p_Y(y)$

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

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

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

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

7.
$$X_i \sim F_i(x)$$
 $Y = max(X_1, X_2, ..., X_n)$ $F_Y(y) = \prod_{i=1}^n F_i(y)$

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

★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)

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

前提: $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p(x_i) < \infty$

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

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

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

- $(2)E(c) = c \rightarrow E(E(X)) = E(X)$
- 6X,Y独立: E(XY)=E(X)E(Y)
- ③齐次性: E(aX + b) = aE(X) + b
- ④可加性: $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$
- ⑤施瓦茨不等式: $[E(XY)]^2 \leq E(X^2)E(Y^2)$
- 2. 示性函数: $X = \begin{cases} 1, 事件A发生 \\ -1, 事件A没发生 \end{cases}$, $Y = \begin{cases} 1, 事件B发生 \\ -1, 事件B没发生 \end{cases}$, $XY = \begin{cases} 1, AB \cup \overline{AB} \\ -1, A\overline{B} \cup \overline{AB} \end{cases}$
- 3. 方差 (二阶矩): 衡量集中程度

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

性质: ① $D(X) = E(X^2) - E(X)^2$; ③ $D(c) = 0 \rightarrow D(D(x)) = 0$

- ② $D(aX + b) = a^2D(X)$; b 的几何意义为平移量
- $4D(X \pm Y) = D(X) + D(Y) \pm 2Cov(X,Y)$
- 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. 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 本独立 性质: ①Cov(aX,bY) = abCov(X,Y) ③CovX,X = D(X)② $Cov(X_1 + X_2,Y) = Cov(X_1,Y) + Cov(X_2,Y)$
- **对称性**求解协方差: 例如 X、Y、Z 独立,且 X+Y+Z=2, 则cov(X,Y) = cov(X,2-X-Z) = cov(X,2) - cov(X,X) - cov(X,Z)因为cov(X,Y) = cov(X,Z),所以cov(X,Y) = D(X)/2
- 6. 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; $\rho = 1$,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
- 7. 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. 马尔可夫不等式: $P(X \ge a) \le \frac{E(X)}{a}$ 切比雪夫不等式: $P(|X u| \ge k) \le \frac{\sigma^2}{k^2}$
- 2. 概率收敛: 记为 $Y_n \stackrel{P}{\to} a$ $\lim_{n \to \infty} P\{|Y_n a| < \varepsilon\} = 1$
- 3. 弱大数定律 统计存在的基础 结论: 切比雪夫 or 辛钦能推出伯努利
 - a) 伯努利大数定律: 条件: $X_n \sim B(n,p)$ $\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{X_n}{n} p \right| < \varepsilon \right\} = 1$
 - b) 辛钦大数定律: 条件: $X_1, X_2, ..., X_n$ 独立同分布,期望存在 $\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \mu \right| < \varepsilon \right\} = 1$
 - c) 切比雪夫大数定律: 记为 $\bar{X} \stackrel{P}{\to} \mu, n \to \infty$

条件: X_1, X_2, \dots, X_n 两两不相关, $E(X_i) = D(X_i)$ 存在, $D(X_i) \leq c$ (常数) $\lim_{n \to \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) \right| < \varepsilon \right\} = 1$

- 4. 中心极限定理 解释了为什么生活中正态分布处处可见
 - 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

条件:
$$X_n \sim B(n,p)$$

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

b) 列维-林德伯格定理: 条件: $X_1, X_2, ..., X_n$ 独立同分布, $E(X_i) = D(X_i)$ 存在

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

c) 计算方法: 例如 $P\{X > k\} = P\left\{\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} > \frac{k - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right\} = 1 - \Phi\left(\frac{k - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$

第六章 样本及抽样分布

- 1. 样本 $X_1, X_2, ..., X_n$
 - a) 若X的分布为F(x),则样本的分布为 $F_n(x_1, x_2, ..., x_n) = \prod_{i=1}^n F(x_i)$
 - b) 若X的密度为f(x),则样本的密度为 $f_n(x_1, x_2, ..., x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$
 - c) $X_1, X_2, ..., X_n \sim N(\mu, \sigma^2)$,其线性组合也服从正态分布
- 2. 统计量(样本数字特征): 不含未知参数

a) 样本均值:
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$$
 样本标准差: $S = \sqrt{S^2}$

样本标准差:
$$S = \sqrt{S^2}$$

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

k 阶中心矩:
$$E\{[X - E(X)]^k\}$$

$$k+l$$
 阶混合矩: $E(X^kY^l)$

$$k+1$$
 阶混合矩: $E(X^kY^l)$ $k+1$ 阶混合中心矩 $E\{[X-E(X)]^k[Y-E(Y)]^l\}$

性质: ①
$$E(\overline{X}) = E\left(\frac{1}{n}\sum X_i\right) = \frac{1}{n}\sum E(X_i) = \frac{1}{n}*n*E(X) = E(X);$$

$$②D(\overline{X}) = D\left(\frac{1}{n}\sum X_i\right) = \frac{1}{n^2}\sum D(X_i) = \frac{1}{n}D(X); \qquad ③E(S^2) = D(X)$$

- 3. 抽样分布: 统计量的分布
 - a) 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:
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$
 或 $U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$

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

ii. 样本方差的分布:量化 S^2 逼近 σ^2 的靠谱程度

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

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

- b) **两个正太总体的抽样分布**: 总体 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 和 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, 且相互独立
 - i. 样本均值的差:

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

若
$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$$
, $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ $S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$

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

三大分布	统计量	性质
卡方分布	$X_i \sim N(0,1), \chi^2 = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$	① χ_1^2, χ_2^2 独立, $\chi_1^2 + \chi_2^2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$; ② $E(X) = n$ $D(X) = 2n$ ②上 α 分位点: $P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2(n)\} = \int_{\chi_\alpha^2(n)}^{\infty} f(y) dy = \alpha$
t 分布	$\begin{cases} X \sim N(0,1) \\ Y \sim \chi^2(n) \end{cases}, X, Y 独立, T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$	①上 α 分位点: $P\{T > t_{\alpha}(n)\} = \int_{t_{\alpha}(n)}^{\infty} h(t) dt = \alpha$; ② $h(t)$ 为偶函数; ③ n 充分大, $t(n)$ 近似于 $N(0,1)$ ④ $P\{ T > t_{\alpha/2}(n)\} = \alpha$; ⑤ $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$ ⑥ $E(X) = 0 (n > 1)$ $D(X) = \frac{n}{n-2} (n > 2)$
F分布	$\begin{cases} X \sim \chi^{2}(n_{1}) \\ Y \sim \chi^{2}(n_{2}) \end{cases}, X, Y 独立, F = \frac{X/n_{1}}{Y/n_{2}} \sim F(n_{1}, n_{2})$	①上 α 分位点: $P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} = \int_{F_{\alpha}(n_1, n_2)}^{\infty} \psi(y) dy = \alpha;$ $E(X) = \frac{n_2}{n_2 - 2} (n_2 > 2)$ ② $F \sim F(n_1, n_2), \text{则}_F^1 \sim F(n_2, n_1), F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_1, n_2)}$ $D(X) = \frac{2n_2^2(n_1 + n_2 - 2)}{n_1(n_2 - 2)^2(n_2 - 4)} (n_2 > 4)$

★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: 样本构造估计量 $\hat{\theta}(X_1, X_2, ..., X_n)$, 未知参数 θ , 估计值 $\hat{\theta}(x_1, x_2, ..., x_3)$

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

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

a) **矩估计法**:

理论基础: 辛钦大数定律 $\lim_{n\to\infty}P(\left|\frac{1}{n}\sum_{i=1}^nX_i^k-E(X^k)\right|<\varepsilon)=1$

计算方法: $E(X^l) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i^l$, l = 1, 2, ..., n 考研中l最多为 2

b) **最大似然估计法**:可能性最大的就是事实

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: $\hat{\theta}(X_1, X_2, ..., X_n)$

	待估参数	其他参数	枢轴量的分布	置信区间(置信水平1-α)
一个正态总体	μ	σ^2 已知	$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$\left(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}\right)$
		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	μ已知	$\chi^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$	$\left(\frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{\alpha/2}^{2}(n)}, \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_{i}-\mu)^{2}}{\chi_{1-\alpha/2}^{2}(n)}\right)$
		μ未知	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	$(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)})$
两个正态总体	$\mu_1 - \mu_2$	σ_1^2 , σ_2^2 已知	$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{(\sigma_1^2)/n_1 + (\sigma_2^2)/n_2}} \sim N(0,1)$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\alpha/2} \sqrt{(\sigma_1^2)/n_1 + (\sigma_2^2)/n_2})$
		$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 =$ 未知	$T = \frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_{\omega} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2), S_{\omega}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)S_{\omega}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$
	σ_1^2/σ_2^2	μ1,μ2未知	$F = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$(\frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)}, \frac{S_1^2}{S_2^2} \cdot \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)})$

第八章 假设检验

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 , 接受

2. 显著性水平 $\alpha = P\{ \exists H_0$ 为真时拒绝 $H_0 \} = P_{\mu_0}\{ \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| > k \}$

 $\beta(\theta) = P_{\mu}(接收H_0) = P_{\mu}\{\frac{\bar{X}-\mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} < z_{\alpha}\}$

3. 显著性检测: 只控制第一类错误

步骤: ①提出H₀ (**必须带等号**);

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

检验参数	其他参数	H_0	H_1	检验统计量的分布	拒绝域						
μ	σ²已知	$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$	$ U \ge u_{\alpha/2}$ $U \ge u_{\alpha}$ $U \le -u_{\alpha}$						
	σ²未知	$\mu \le \mu_0$ $\mu \ge \mu_0$		$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$	$ T \ge t_{\alpha/2}(n-1)$ $T \ge t_{\alpha}(n-1)$ $T \le -t_{\alpha}(n-1)$						
_2	µ已知	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ $\sigma^2 \le \sigma_0^2$ $\sigma^2 \ge \sigma_0^2$	$\sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} > \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} < \sigma_{0}^{2}$	$\chi^{2} = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} \sim \chi^{2}(n)$	$\chi^{2} \leq \chi^{2}_{1-\alpha/2}(n) \text{ or } \chi^{2} \geq \chi^{2}_{\alpha/2}(n)$ $\chi^{2} \geq \chi^{2}_{\alpha}(n) \qquad \qquad \chi^{2} \leq \chi^{2}_{1-\alpha}(n)$						
σ^2	μ未知			$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \sim \chi^2(n-1)$	$\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha/2}(n-1) \text{ or } \chi^2 \ge \chi^2_{\alpha/2}(n-1)$ $\chi^2 \ge \chi^2_{\alpha}(n-1)$ $\chi^2 \le \chi^2_{1-\alpha}(n-1)$						
$\mu_1 - \mu_2$	σ_1^2,σ_2^2 已知	$\mu_1 - \mu_2 = \mu_0 \\ \mu_1 - \mu_2 \le \mu_0$		$U = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0,1)$	$ U \ge u_{\alpha/2}$ $U \ge u_{\alpha}$ $U \le -u_{\alpha}$						
	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未$ 知	$\mu_1 - \mu_2 \ge \mu_0$			$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$	$\mu_1 - \mu_2 < \mu_0$
σ_1^2/σ_2^2	μ ₁ ,μ ₂ 已知	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \le \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \ge \sigma_2^2$	$\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$F = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2 / n_1}{\sum_{j=1}^{n_2} (X_j - \mu_2)^2 / n_2} \sim F(n_1, n_2)$	$F \le F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2) \text{ or } F \ge F_{\alpha/2}(n_1, n_2)$ $F \ge F_{\alpha}(n_1, n_2) \qquad F \le F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$						
	μ ₁ ,μ ₂ 未知			$F = S_1^2 / S_2^2 \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$F \le F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1) \text{ or } F \ge F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ $F \ge F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1) \qquad F \le F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$						