#### 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 $A_i A_i = \emptyset, i \neq j$ , 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.  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(AB)$  $P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(AB) - P(BC) - P(AC) + P(ABC)$  $P(A-B) = P(A) - P(AB) = P(A\overline{B})$
- 5. 古典型概率计算公式:  $P(A) = \frac{k}{n} = \frac{\text{$\frac{k}{n}$ + $\frac{k}{n}$ + $\frac{k}{n}$}}{\frac{k}{k} + \frac{k}{n} + \frac{k}{n}}$
- 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:  $p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x|y) p_Y(y) dy$  $p_{Y}(y)$ 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:  $p(y|x) = \frac{p(x|y)P_Y(y)}{p_X(x)} = \frac{p(x|y)P_Y(y)}{\int_{0}^{+\infty} p(x|y)p_Y(y) dy}$ p(x|y)同理

10. A、B 独立: P(AB) = P(A)P(B)

#### 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~Ge(P)* n 重伯努利. 第 k 次**首次**出现:"是"

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

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

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

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

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

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. 连续型随机变量(概率密度函数 PDF)
  - a) **均匀分布**: *X~U(a,b)*

古典派的几何概型

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

$$E(X) = \frac{a+b}{2}$$

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

b) 正态分布:  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 

二项分布的另一种极限

$$p(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

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

 $E(X) = \mu$ 

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

重要结论:  $(1aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2))$ 

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

- ③ $Z \sim N(0,1)$ , $P(Z > z_{\alpha}) = \alpha, 0 < \alpha < 1$ , $z_{\alpha}$ 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~N*(0,1) 用 Z 表示

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \qquad \qquad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

d) **指数分布**: *X~Exp*(λ)

泊松分布的间隔, 连续的几何分布

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

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

$$E(X) = \frac{1}{\lambda}$$

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

无记忆性+泊松分布的三个条件

指数函数取对数→对数正太分布

- 3. 伯努利分布  $\xrightarrow{+\text{lfg}}$  二项分布  $\xrightarrow{+\text{lfg}}$  二项分布  $\xrightarrow{\text{n } \text{很}}$  一  $\xrightarrow{+\text{lex}}$  上态分布  $\xrightarrow{+\text{lex}}$  上态分布
- 4. (累积)分布函数 CDF:  $F(x) = P(X \le x)$

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

$$\frac{d}{dx}F(x) = p(x)$$

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;

$$P\{a < X \le b\} = P\{X \le b\} - P\{X \le a\} = F(b) - F(a)$$
  
 $P(X < a) = 1 - P(X \ge a) = F(a - 0) \Leftarrow a$  方极限. 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:  $P(X = k, t) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda}$  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

$$\sum_{x \in \mathcal{X}} |p_X[h(y)] \cdot |h'(y)|, a < y < b$$

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 q(X) 在 X 可能取值区间上的值域

b) 定义法: ①写出 $p_x(x)$ ;

$$(2)F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{g(X) \le y\} = P\{X \le h(y)\} = F_X(h(y));$$

$$\mathfrak{I}_{\mathcal{V}}(y) = F_{\mathcal{V}}'(y)$$

### 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:  $p_{X|Y}(x|y) = \frac{p(x,y)}{n_Y(y)}$ 

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:  $F_X(x) = F(x, +\infty) = \lim_{y \to +\infty} F(x, y) = P(X \le x)$ 

$$F_Y(y) = F(+\infty, y)$$

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: 
$$p(x,y) = \begin{cases} 1/S \\ 0, 其他 \end{cases}$$

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

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

X, Y相互独立 $\Leftrightarrow \rho = 0$   $aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a\sigma_1^2 + 2ab\sigma_1\sigma_2\rho + b\sigma_2^2)$  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  $=$   $\int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z-x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z-y) p_Y(y) dy$ 

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

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

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

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

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

#### 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 用于求  $E(X)$ 

3. 方差 (二阶矩): 衡量集中程度

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

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

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

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

⑤
$$D(X) = 0$$
 ⇔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:  $P(|X - u| \ge k) \le \frac{\sigma^2}{k^2}$ 

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: ①Cov(aX,bY) = abCov(X,Y)

$$(2)Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$$

7. 相关系数: 
$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

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;

 $\rho = 1$ , 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 ⇔  $\rho = 0$ ,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 $Y_n \stackrel{P}{\to} a$   $\lim_{n \to \infty} P\{|Y_n a| < \varepsilon\} = 1$
- 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 $\bar{X} \stackrel{P}{\to} u.n \to \infty$ 

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

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

|          | 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:  $P\left(\frac{\lim |\bar{X} \mu| < \epsilon}{1}\right) = 1$  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:

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

$$E(\sum_{i} X_{i}) = n\mu, D(\sum_{i} X_{i}) = n\sigma^{2}$$

## 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+l 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 $E(\bar{X}) = E(X) = \mu$ ; 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
$$F \sim F(n_1, n_2)$$
 
$$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2}, \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$$

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

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

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

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

- 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):

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

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

分布函数已知, 部分参数未知

1. 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 $E(X^k) = \mu_k$ 

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

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

- 2. 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
$$\sigma^2$$
已知:  $(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2})$ 

①  $\underline{\sigma^2 已 \underline{知}}$ :  $\left( \overline{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} \right)$  ②  $\underline{\sigma^2 \pm \underline{m}}$ :  $\left( \overline{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2} (n-1) \right)$ 

- ii.  $\sigma^2$ 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: $\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)}\right)$ 

- 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

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

# 第八章 假设检验

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

第二类错误: Ho 错 , 接受 (纳伪)

2. 显著性检测: 只控制第一类错误

步骤: ①提出Ho;

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   |                         | 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>                          |
| 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{vmatrix} b-a & - \\ 1 & x > b \end{vmatrix} $  | $\frac{a+b}{2}$                  | $\frac{(b-a)^2}{12}$  | 古典派的几何概型                                |
| 正态分布   | $X \sim N(\mu, \sigma^2)$                                  | $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$          | $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$  | μ                                | $\sigma^2$  | 二项分布的另一种极限                              |
| 标准正态分布 | <i>X∼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 | $(X,Y) \sim N(\mu_1, \mu_2; \sigma_1^2, \sigma_2^2; \rho)$ | $p(x,y) = \frac{1}{2\pi\alpha}$  | $\frac{1}{\sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1 - \rho)^2} \left[ \frac{1}{\sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1 - \rho)^2} \left[ \frac{1}{\sigma_1 \sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1 - \rho)^2}} \right] \right]}$ | $\frac{(x-u_1)^2}{\sigma_1^2}$ 2 | $\frac{\rho(x-\mu_1)(y-u_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-u_2)^2}{\sigma_2^2} \bigg]$ |   |

# 正态总体均值、方差的置信区间

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

| 检验参数                    | 其他参数                              | $H_0$   | $H_1$   | 检验统计量的分布   | 拒绝域   |
|-------------------------|-----------------------------------|---|---|--|---|
| μ                       | σ <sup>2</sup> 已知                 | $\mu = \mu_0$ $\mu \le \mu_0$ $\mu \ge \mu_0$   | $\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$  | $Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$  | $ U  \ge u_{\alpha/2}$ $U \ge u_{\alpha}$ $U \le u_{\alpha}$  |
|                         | σ <sup>2</sup> 未知                 |   |   | $T = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$  | $ T  \ge t_{\alpha/2}(n-1)$ $T \ge t_{\alpha}(n-1)$ $T \le t_{\alpha}(n-1)$   |
| $\sigma^2$              | <del>μ已知</del>                    | $\sigma^{2} = \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \le \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} \ge \sigma_{0}^{2}$ | $\sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} > \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} < \sigma_{0}^{2}$                  | $\chi^{2} = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \mu)^{2} \sim \chi^{2}(n)$                                | $\chi^{2} \leq \chi^{2}_{1-\alpha/2}(n) \text{ or } \chi^{2} \geq \chi^{2}_{\alpha/2}(n)$ $\chi^{2} \geq \chi^{2}_{\alpha}(n)$ $\chi^{2} \leq \chi^{2}_{1-\alpha}(n)$   |
|                         | μ未知                               |   |   | $\chi^{2} = \frac{(n-1)S^{2}}{\sigma^{2}} = \sim \chi^{2}(n-1)$  | $\chi^{2} \le \chi^{2}_{1-\alpha/2}(n-1) \text{ or } \chi^{2} \ge \chi^{2}_{\alpha/2}(n-1)$ $\chi^{2} \ge \chi^{2}_{\alpha}(n-1)$ $\chi^{2} \le \chi^{2}_{1-\alpha}(n-1)$   |
| $\mu_1 - \mu_2$         | $\sigma_1^2,\sigma_2^2$ 已知        | $\mu_1 - \mu_2 \le \mu_0$ $\mu_1 - \mu_2 \ge \mu_0$   | $ \begin{array}{ccc} \mu_1 - \mu_2 \neq \mu_0 \\ \mu_1 - \mu_2 > \mu_0 \\ \mu_1 - \mu_2 < \mu_0 \end{array} $ | $Z = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$      | $ U  \ge u_{\alpha/2}$ $U \ge u_{\alpha}$ $U \le u_{\alpha}$  |
|                         | $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 未知$    |   |   | $T = \frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - \mu_0}{S_{\omega} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$    | $ T  \ge t_{\alpha/2}(n_1 + n_2 - 2)$ $T \ge t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$ $T \le t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$   |
| $\sigma_1^2/\sigma_2^2$ | μ <sub>1</sub> ,μ <sub>2</sub> 已知 | $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \le \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \ge \sigma_2^2$             | $\sigma_{1}^{2} \neq \sigma_{2}^{2}$ $\sigma_{1}^{2} > \sigma_{2}^{2}$ $\sigma_{1}^{2} < \sigma_{2}^{2}$      | $F = \frac{X / n_1}{Y / n_2} \sim F(n_1, n_2), \begin{cases} X \sim \chi^2(n_1) \\ Y \sim \chi^2(n_2) \end{cases}$ | $F \le F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2) \text{ or } F \le F_{\alpha/2}(n_1, n_2)$ $F \le F_{\alpha}(n_1, n_2)$ $F \le F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$   |
|                         | μ <sub>1</sub> ,μ <sub>2</sub> 未知 |   |   | $F = S_1^2 / S_2^2 \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$   | $\begin{split} F &\leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1) \ or \ F \leq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1-1,n_2-1) \\ & \qquad \qquad F \leq F_{\alpha}(n_1-1,n_2-1) \\ & \qquad \qquad F \leq F_{1-\alpha}(n_1-1,n_2-1) \end{split}$ |