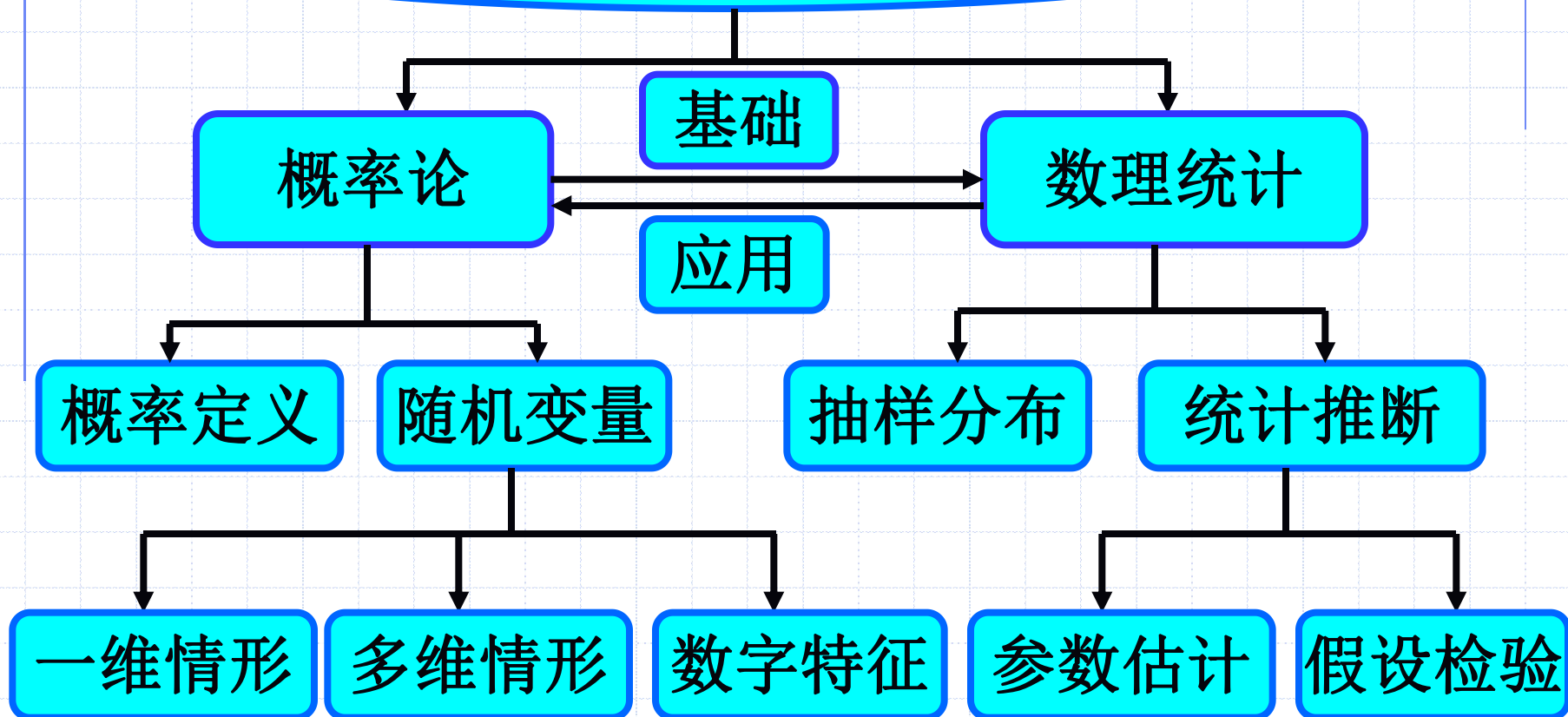


# 概率统计课程目录

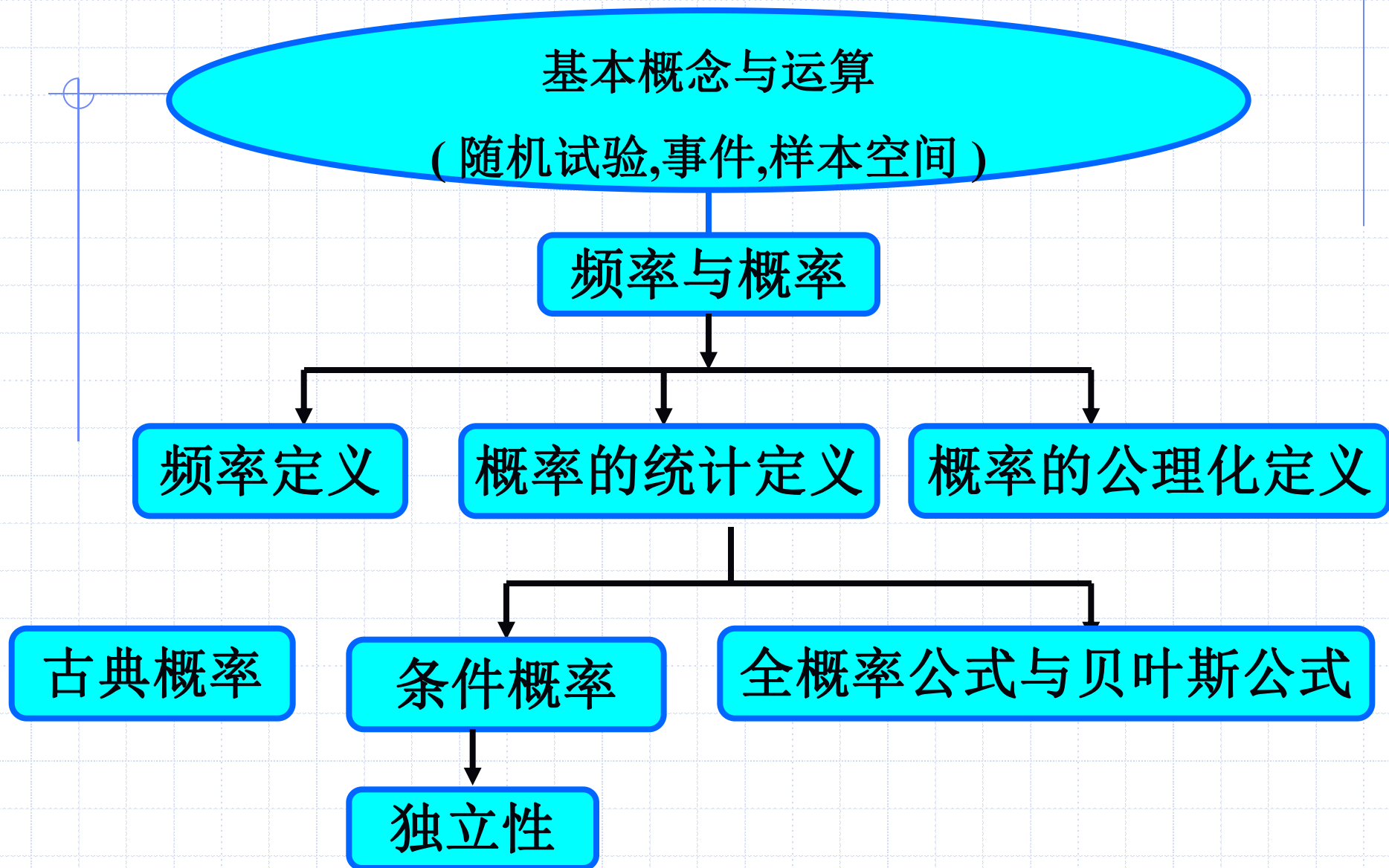
<u>第一章</u>	概率论的基本概念
<u>第二章</u>	随机变量及其分布
<u>第三章</u>	多维随机变量及其分布
<u>第四章</u>	随机变量的数字特征
<u>第五章</u>	大数定律及中心极限定理
<u>第六章</u>	样本及抽样分布
<u>第七章</u>	参数估计
<u>第八章</u>	假设检验

# 课程总知识结构图

## 概率论与数理统计



# 第一章知识结构图



概率的定义 → 概率的性质 → 古典概率的计算

条件概率

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}, \quad P(B) > 0$$

乘法公式

$$P(AB) = P(A|B) \cdot P(B)$$

全概率公式

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i) \cdot P(A|B_i), \quad B_1, \dots, B_n \text{ 是 } S \text{ 的划分。}$$

贝叶斯公式

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i) \cdot P(A|B_i)}{\sum_{j=1}^n P(B_j) \cdot P(A|B_j)}$$

独立性

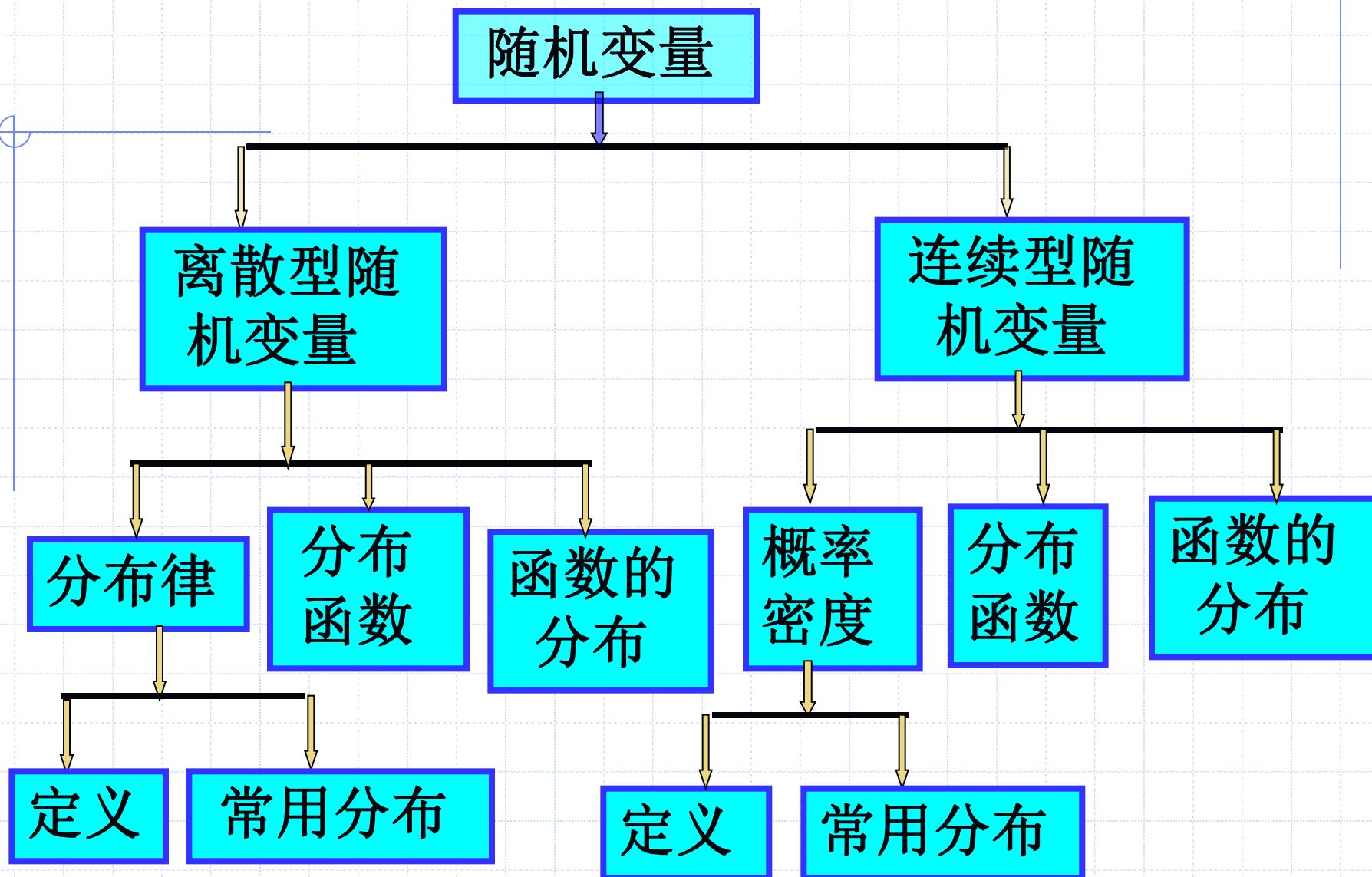
$$P(AB) = P(A) \cdot P(B)$$

1. 设  $A$ 、 $B$ 、 $C$  为随机事件，已知事件  $A$  与  $C$  互斥，且  $P(AB) = \frac{1}{2}$ ， $P(C) = \frac{1}{3}$ ，则

$P(AB | \overline{C}) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

例. 从以往的资料分析得知, 在出口罐头导致索赔的事件中, 有50%是质量问题; 有30%是数量短缺问题; 有20%是产品包装问题. 又知在质量问题的争议中, 经过协商解决的占40%; 在数量短缺问题的争议中, 经过协商解决的占60%; 在产品包装问题的争议中, 经过协商解决的占75%. 如果在发生的索赔事件中, 经过协商解决了, 问这一事件不属于质量问题的概率是多少?

## 第二章知识结构图



## 离散型随机变量

分布函数

$$F(x) = P(X \leq x)$$

概率的累加

$$F(x) = \sum_{x_k \leq x} p_k$$

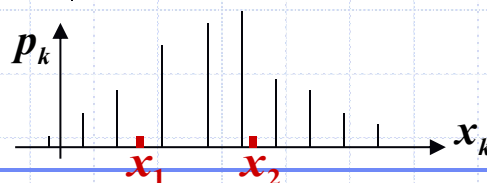
右连续

分布律:  $\sum p_k = 1$

$X$	$x_1$	$x_2$	$\cdots$	$x_k$
$p_k$	$p_1$	$p_2$	$\cdots$	$p_k$

概率分布

概率1的分布



概率计算

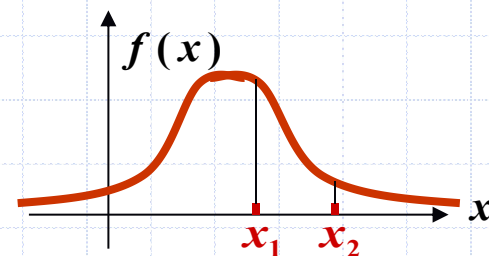
$$P(x_1 < X \leq x_2) = \sum_{x_1 < x_k \leq x_2} p_k = F(x_2) - F(x_1)$$

## 连续型随机变量

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

连续

概率密度:  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = 1$



$$P(x_1 < X \leq x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f(t) dt = F(x_2) - F(x_1)$$



常见分布

## 离散型随机变量

### 1) 0-1分布

$$P(X = k) = p^k (1 - p)^{1-k}$$

### 2) $B(n, p)$

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$$

### 3) $P(\lambda)$ 或 $\pi(\lambda)$

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

$$Y = g(X)$$

$X$ 的分布律  $\rightarrow$   $Y$ 的分布律

## 连续型随机变量

### 1) $U(a, b)$

$$f(x) = \begin{cases} 1/(b-a), & a < x < b \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

### 2) 指数分布

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

### 3) $N(\mu, \sigma^2)$

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

$$f_X(x) \rightarrow f_Y(y) = F'_Y(y)$$

2. 设随机变量  $X$  的概率密度函数是  $f_X(x) = \frac{a}{4+x^2}, -\infty < x < +\infty$  , 则

$a = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

3. 若  $X \sim N(1, \sigma^2)$  , 且  $P(0 < X < 2) = 0.9544$  , 则  $P(X < 0) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

五. (本题 10 分) 设随机变量  $X \sim N(0, 2^2)$  。问题: (1) 写出  $X$  的概率密度函数; (2) 随机变量  $Y = X^2 + 2$  的密度函数。

# 第三章知识结构图

多维随机变量

二维离散型  
随机变量

二维连续型  
随机变量

联合  
分布律

联合分  
布函数

函数的  
分布

联合概  
率密度

联合分  
布函数

函数的  
分布

定义

常用分布

	(X,Y)离散型		(X,Y)连续型
(X,Y) 整体	联合分布函数 $F(x,y)$	联合分布律 $P(X=x_i, Y=y_j) = p_{ij}$	联合概率密度 $f(x,y)$
(X,Y) 个体	边缘分布函数 $F_X(x) = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x,y)$ $F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow \infty} F(x,y)$	边缘分布律 $P(X=x_i) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = p_{i\cdot}$ $P(Y=y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = p_{\cdot j}$	边缘概率密度 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy$ $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx$
X与Y 独立	对 $\forall x,y$ $F(x,y) = F_X(x)F_Y(y)$	$P(X=x_i, Y=y_j) = P(X=x_i)P(Y=y_j)$	$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$
概率 计算		$P\{(X,Y) \in G\} = \sum_{(x_i, y_j) \in G} p_{ij}$	$P\{(X,Y) \in G\} = \iint_G f(x,y) dx dy$

## 和的分布

$$Z = X + Y$$

**离散型**  $P\{Z = z_k\} = \sum_i P\{X = x_i, Y = z_k - x_i\} = \sum_j P\{X = z_k - y_j, Y = y_j\}$

**连续型**  $f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z - x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z - y, y)dy$

$X, Y$ 独立 **卷积公式**

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x)f_Y(z - x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z - y)f_Y(y)dy$$

## $M = \max(X, Y)$ 及 $N = \min(X, Y)$ 的分布

设  $X, Y$  是两个相互独立的随机变量, 它们的分布函数分别为  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$

求:  $M = \max(X, Y)$  及  $N = \min(X, Y)$  的分布函数

1)  $M = \max(X, Y)$  的分布函数

$$F_M(z) = P(M \leq z) = F_X(z) \cdot F_Y(z)$$

2)  $N = \min(X, Y)$  分布函数

$$\begin{aligned} F_N(z) &= P(N \leq z) = 1 - P(N > z) \\ &= 1 - [1 - F_X(z)] \cdot [1 - F_Y(z)] \end{aligned}$$

七. (本题 12 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} kxy & 0 < y < x < 1 \\ 0 & \text{其它} \end{cases},$$

其中  $k$  为常数。问题: (1) 求常数  $k$  的值; (2) 求  $X$  与  $Y$  的边缘概率密度函数; (3) 求条件概率密度函数; (4)  $X$  与  $Y$  是否相互独立?

# 分布函数法练习

设  $(X, Y)$  的密度为:

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

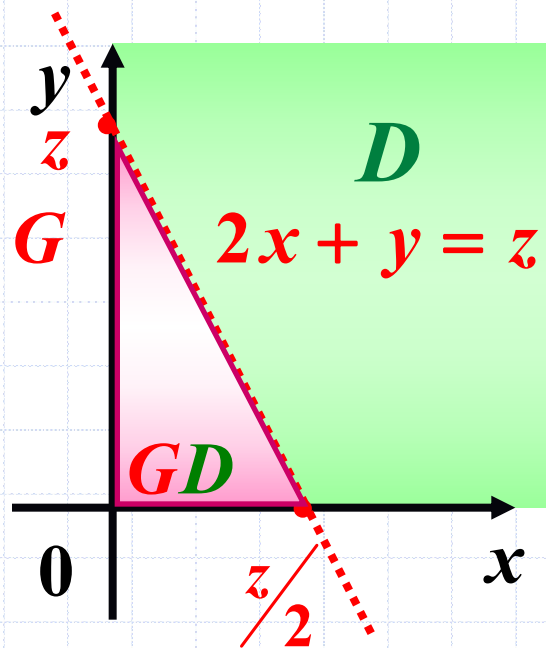
求  $Z = 2X + Y$  的概率密度

解:  $F_Z(z) = P\{2X + Y \leq z\}$

$$= \iint_{2x+y \leq z} f(x, y) dx dy \quad G: 2x + y \leq z$$

$$= \iint_{GD} e^{-(x+y)} dx dy$$

$$= \begin{cases} \int_0^{z/2} dx \int_0^{z-2x} e^{-(x+y)} dy = e^{-z} - 2e^{-\frac{z}{2}} + 1, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$





$$F_Z(z) = \begin{cases} \int_0^{z/2} dx \int_0^{z-2x} e^{-(x+y)} dy = e^{-z} - 2e^{-\frac{z}{2}} + 1, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

$$F_Z(z) = \begin{cases} e^{-z} - 2e^{-\frac{z}{2}} + 1, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$

→  $f_Z(z) = \begin{cases} e^{-\frac{z}{2}} - e^{-z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$

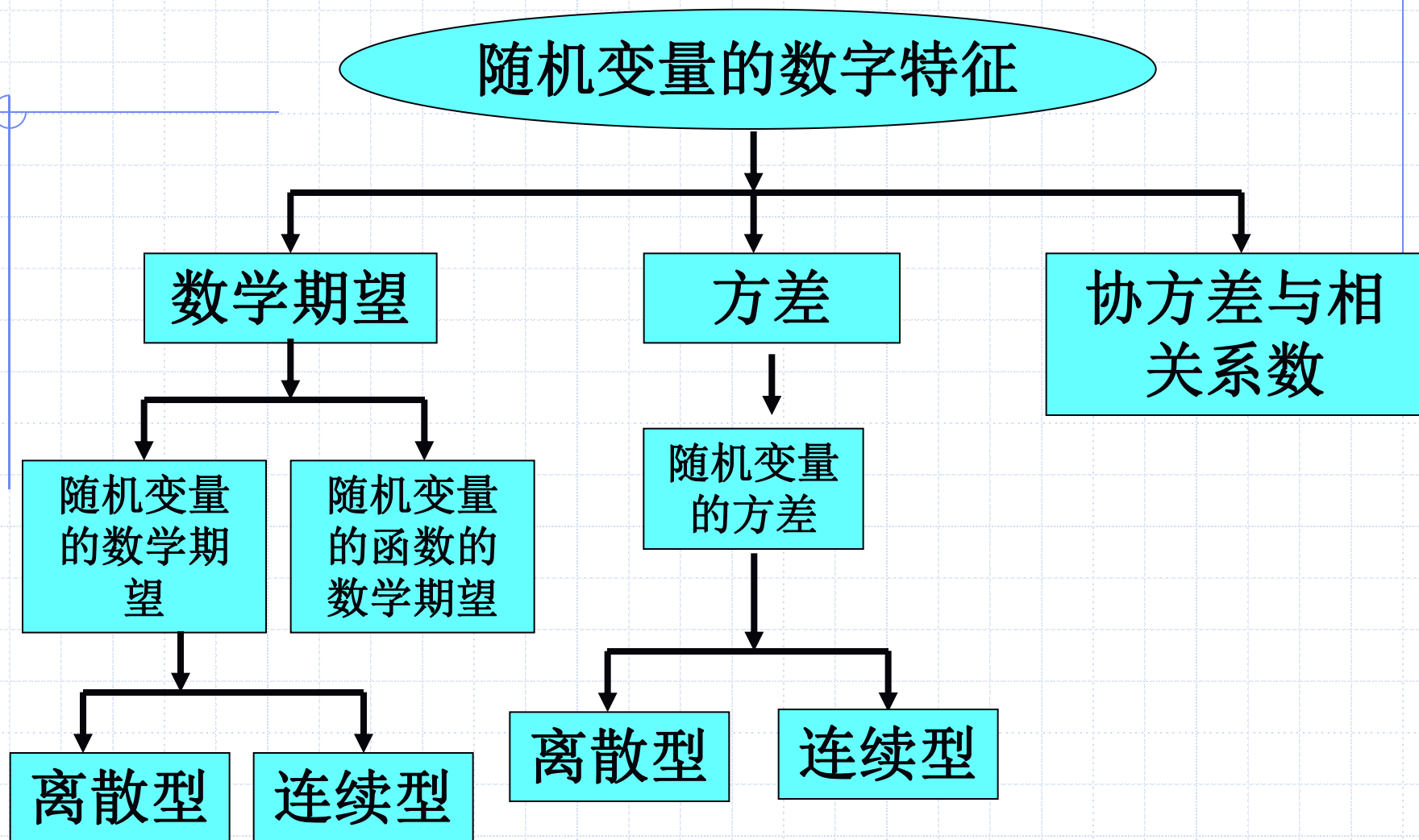
六. (本题 7 分) ←

设随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 它们的概率密度函数分别为←

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \cdots \text{和} \cdots f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \leftarrow$$

求  $Z = 2X + Y$  的概率密度函数。←

## 第四章知识结构图



综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

求： 1)  $(X, Y)$  的边缘密度函数，并判断  $X$  与  $Y$  是否相互独立

2)  $P\{X + 2Y > 1\}$

3)  $Z = X + Y$  的概率密度

4) 求  $D(X)$

综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

求： 1)  $(X, Y)$  的边缘密度函数，并判断  $X$  与  $Y$  是否相互独立

解： (1)  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 3x dy = 3x^2, \quad 0 \leq x \leq 1$  (2 分)。

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^1 3x dx = \frac{3}{2}(1 - y^2), \quad 0 \leq y \leq 1$$
 (1 分)。

由于  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ ，因此  $X$  与  $Y$  不独立 (1 分)。

综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

求： 1)  $(X, Y)$  的边缘密度函数，并判断  $X$  与  $Y$  是否相互独立

解： (1)  $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \int_0^x 3x dy = 3x^2, \quad 0 \leq x \leq 1$  (2 分)。

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \int_y^1 3x dx = \frac{3}{2}(1 - y^2), \quad 0 \leq y \leq 1$$
 (1 分)。

由于  $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$ ，因此  $X$  与  $Y$  不独立 (1 分)。

综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

求： 1)  $(X, Y)$  的边缘密度函数，并判断  $X$  与  $Y$  是否相互独立

2)  $P\{X + 2Y > 1\}$

$$(2) \quad P\{X + 2Y > 1\} = \iint_{\substack{0 \leq x \leq 1 \\ 0 \leq y \leq x \\ x + 2y > 1}} 3x dx dy = \int_{\frac{1}{3}}^1 dx \int_{\frac{1-x}{2}}^x 3x dy = \frac{3}{2} \int_{\frac{1}{3}}^1 (3x^2 - x) dx = \frac{7}{9}$$

综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

3)  $Z = X + Y$  的概率密度

$$(3) \text{ 当 } 0 \leq z \leq 1 \text{ 时, } f_z(z) = \int_{\frac{z}{2}}^z 3x dx = \frac{9}{8} z^2$$

$$\text{当 } 1 < z \leq 2 \text{ 时, } f_z(z) = \int_{\frac{z}{2}}^1 3x dx = \frac{3}{2} \left( 1 - \frac{z^2}{4} \right)$$



综合练习 1、设随机向量  $(X, Y)$  的联合概率密度函数为

$$f(x, y) = 3x, \quad 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq x$$

3)  $Z = X + Y$  的概率密度

4) 求  $D(X)$

$$(4) \quad EX = \int\int_{\substack{0 \leq x \leq 1 \\ 0 \leq y \leq x}} x \cdot 3x dx dy = \int_0^1 3x^2 dx \int_0^x dy = \int_0^1 3x^3 dx = \frac{3}{4}$$

$$EX^2 = \int\int_{\substack{0 \leq x \leq 1 \\ 0 \leq y \leq x}} x^2 \cdot 3x dx dy = \int_0^1 3x^3 dx \int_0^x dy = \int_0^1 3x^4 dx = \frac{3}{5}$$

$$\text{因此, } DX = EX^2 - (EX)^2 = \frac{3}{80}$$

4/5

练习2、设 $X_1, X_2, \dots, X_5$  独立同分布，且其方差存在，记 $M = X_1 + X_2 + X_3$ ， $N = X_3 + X_4 + X_5$  则  $M$  与  $N$  的相关系数为（ ）。

(A)  $4/5$

(B)  $1/25$

(C)  $1/3$

(D)  $1/15$

2、（本题10分）在一次集会上， $n$ 个人把他们的帽子放到房间的中央混合在一起，而后每人随机地选取一顶。拿到自己帽子的人数是一个随机变量，记作 $X$ ，计算 $X$ 的数学期望和方差

解：记  $X_i = 1$ ，如果第  $i$  个人拿到自己的帽子； $X_i = 0$ ，如果第  $i$  个人没有拿到自己的帽子。

则有  $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ 。

显然  $P(X_i = 1) = \frac{1}{n}$ ，因此  $EX_i = \frac{1}{n}$ ，这样就有  $EX = 1$ 。

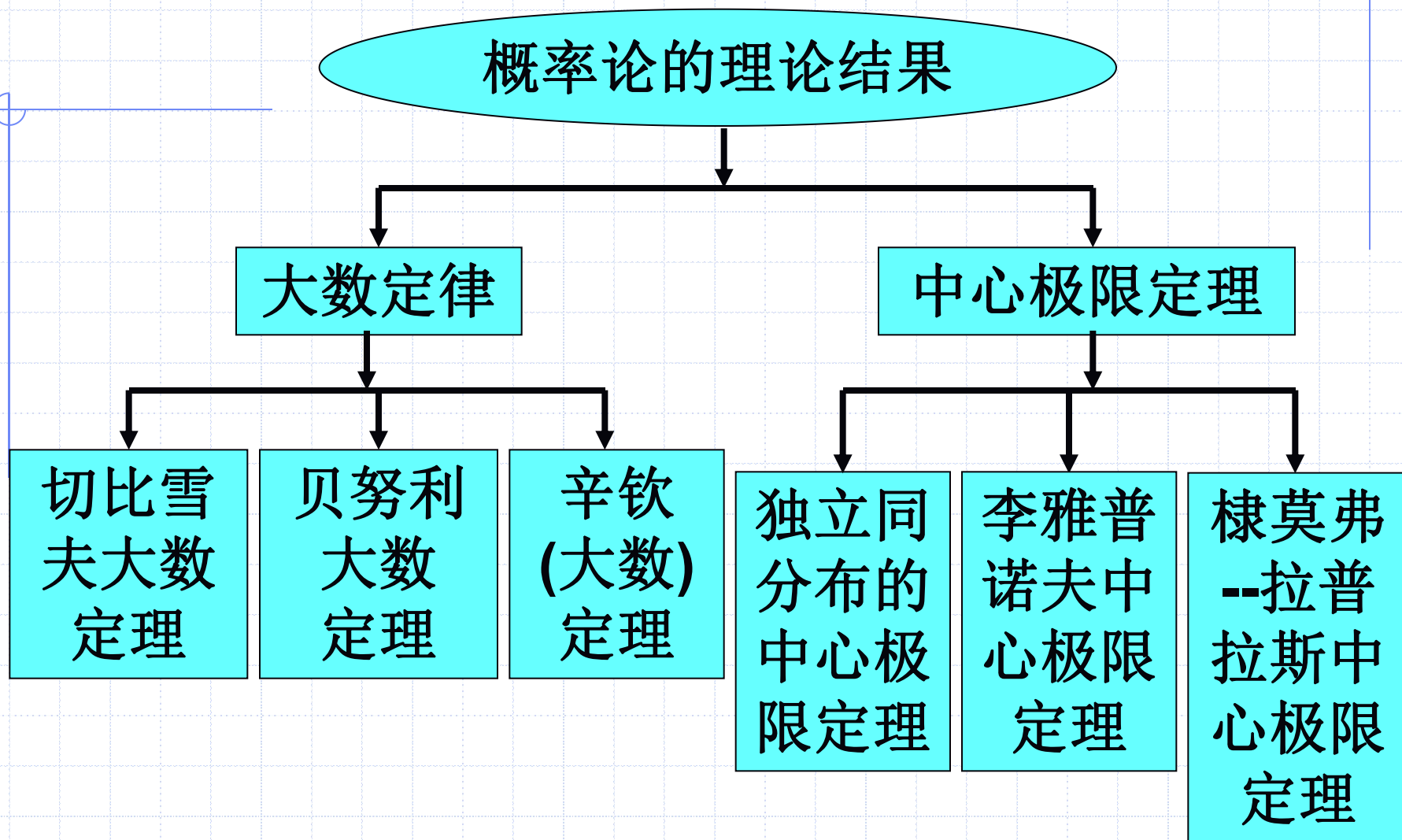
另外， $DX_i = \frac{n-1}{n^2}$ 。

又  $EX_i X_j = P(X_i = 1, X_j = 1) = P(X_j = 1)P(X_i = 1 | X_j = 1) = \frac{1}{n(n-1)}$ ，

因此  $\text{cov}(X_i, X_j) = EX_i X_j - EX_i EX_j = \frac{1}{n^2(n-1)}$ 。

$DX = \frac{n-1}{n} + 2 \binom{n}{2} \frac{1}{n^2(n-1)} = 1$ 。

## 第五章知识结构图



**定理1** (切比晓夫大数定律)(Chebyshev 大数定律)

设随机变量  $X_1, \dots, X_n, \dots$  相互独立, 且具有相同的数学期望及方差,  $EX_k = \mu, DX_k = \sigma^2, k = 1, 2, \dots,$

则  $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{P} \mu$  即对任意的  $\varepsilon > 0$  有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| < \varepsilon \right\} = 1,$$

$$\text{或 } \lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k - \mu \right| \geq \varepsilon \right\} = 0.$$

## 二、中心极限定理

**定理1** (独立同分布的中心极限定理)(林德贝格-莱维)

设  $X_1, \dots, X_n, \dots$  独立同分布的随机变量 序列, 且

$EX_k = \mu, DX_k = \sigma^2 \neq 0, (k = 1, 2, \dots)$  则

$$\sum_{k=1}^n X_k \overset{\text{近似}}{\sim} N(n\mu, n\sigma^2) \longrightarrow \frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \overset{\text{近似}}{\sim} N(0, 1)$$

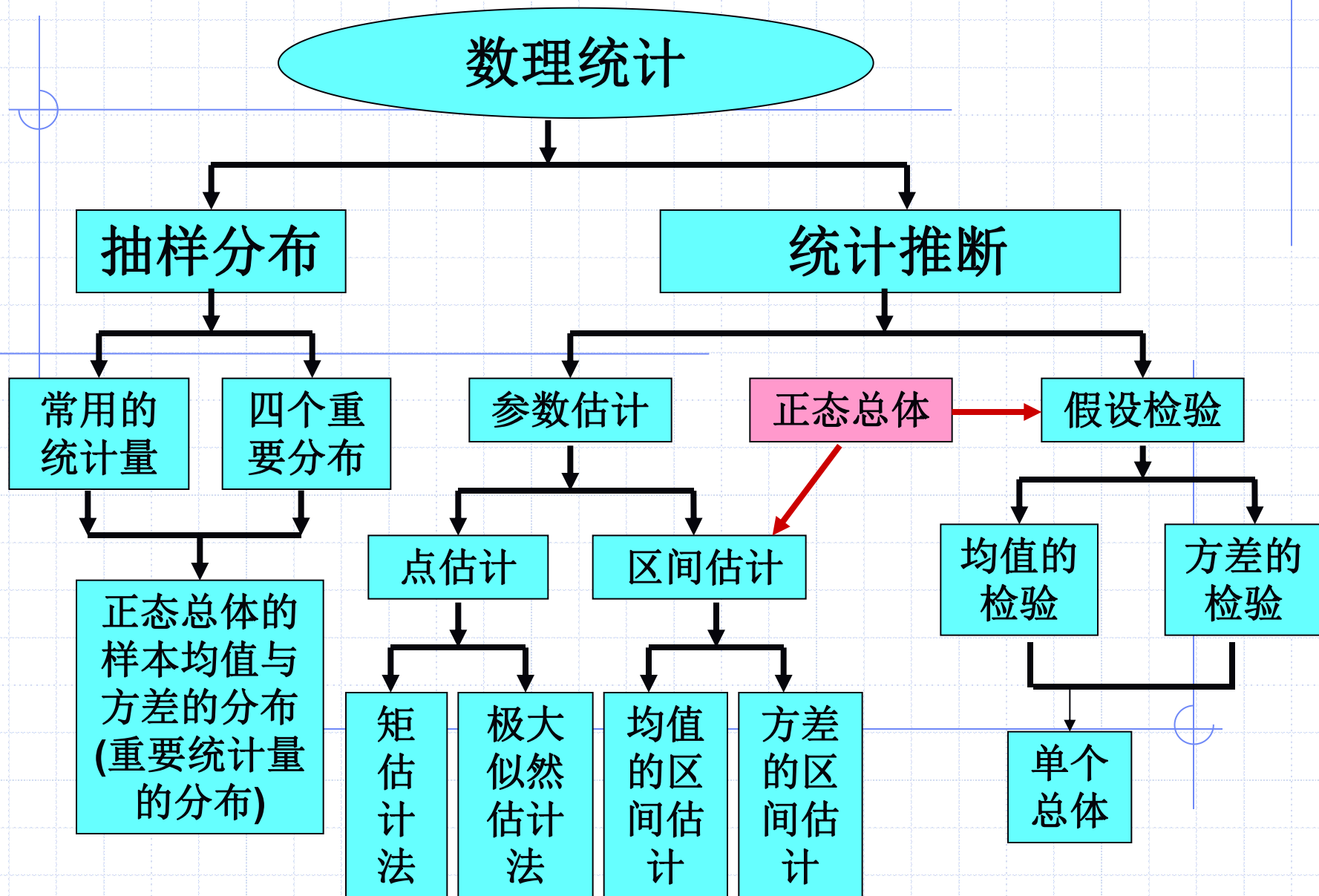
$\frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$  的分布函数  $F_n(x)$  的极限是  $\Phi(x)$ .

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left\{\frac{\sum_{k=1}^n X_k - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x).$$

2. 设每发炮弹命中目标的概率为 0.1，现发射 100 发炮弹，试用中心极限定理作出估计，命中炮弹不少于 5 发的概率\_\_\_\_\_ (无需计算，由标准正态分布的分布函数  $\Phi$  给出结果)。



# 第六章---第八章知识结构图





## 一 常用的统计量

名称	统计量	观察值
样本均值	$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$	$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$
样本方差	$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$	$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$
样本标准差	$S = \sqrt{S^2}$	$s = \sqrt{s^2}$
样本 $k$ 阶原点矩	$A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$	$a_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k$
样本 $k$ 阶中心矩	$B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$	$b_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k$

## 二、常用统计量的分布

1)  $\chi^2$  - 分布

设  $(X_1, \dots, X_n)$  为来自于正态总体  $N(0,1)$  的样本,

则称统计量:  $\chi^2 = X_1^2 + \dots + X_n^2$

记为  $\chi^2 \sim \chi^2(n)$

2)  $X \sim N(0,1), Y \sim \chi^2(n), X, Y$  独立, 则称随机变量

$$t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \quad t \sim t(n).$$

3)  $F$  - 分布 若  $X \sim \chi^2(n_1), Y \sim \chi^2(n_2), X, Y$  独立,

$$F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \quad F \sim F(n_1, n_2).$$

#### 4) 正态总体的样本均值与样本方差的分布:

设 $X_1, \dots, X_n$ 是总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本,  $\bar{X}, S^2$ 分别是样本均值与样本方差, 则有:

$$(1) \bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right); \quad \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1),$$

$$(2) \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1);$$

$$(3) \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

统计推断

估计问题

参数估计问题

点估计问题

矩估计法

极大似然估计

区间估计问题

非参数估计问题

参数假设检验问题

假设检验问题

一个正态总体的假设检验

非参数假设检验问题



## 矩估计法

$$\begin{aligned} A_k &= \mu_k, \quad k = 1, \dots, l, \dots \\ &= f_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_l), \end{aligned}$$

得到包含  $l$  个未知参数  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_l$  的方程组

$$\begin{cases} A_1 = f_1(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_l) \\ A_2 = f_2(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_l) \\ \dots \dots \dots \dots \\ A_k = f_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_l) \end{cases}$$

从中解出  $\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_l$

极大似然法求估计量的步骤：（一般情况下）

1) 构造似然函数  $L(\theta)$  :

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n P(x_i) \text{ (离散型)}, \quad L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i) \text{ (连续型)};$$

2) 取对数:  $\ln L(\theta)$ ;

3) 令  $\frac{d \ln L}{d \theta} = 0$ ;

4) 解似然方程得  $\theta$  的极大似然估计量  $\hat{\theta}$ .

区间估计  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 对  $\mu, \sigma^2$  进行区间估计

未知参数	统计量	置信区间
$\mu$ ( $\sigma^2$ 已知)	$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$	$\left( \bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\frac{\alpha}{2}} \right)$
$\mu$ ( $\sigma^2$ 未知)	$\frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$	$\left( \bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right)$
$\sigma^2$	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	$\left( \frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right)$
$\sigma$	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	$\left( \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}}, \sqrt{\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)}} \right)$

# 假设检验

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 对  $\mu, \sigma^2$  进行假设检验

$X_1, X_2, \dots, X_n$   
 $x_1, x_2, \dots, x_n$   
 显著性水平  $\alpha$ ,

	原假设 $H_0$	备择假设 $H_1$	检验统计量	★ 拒绝域
1) $\mu$ 的检验 $\sigma^2$ 为已知	$\mu = \mu_0$ $\mu \leq \mu_0$ $\mu \geq \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$ $\sim N(0, 1)$	$ U  > z_{\alpha/2}$ $U > z_{\alpha}$ $U < -z_{\alpha}$
2) $\mu$ 的检验 $\sigma^2$ 为未知	$\mu = \mu_0$ $\mu \leq \mu_0$ $\mu \geq \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}}$ $\sim t(n-1)$	$ t  > t_{\alpha/2}(n-1)$ $t > t_{\alpha}(n-1)$ $t < -t_{\alpha}(n-1)$
3) $\sigma^2$ 的检验	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ $\sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $\sigma^2 \geq \sigma_0^2$	$\sigma^2 \neq \sigma_0^2$ $\sigma^2 > \sigma_0^2$ $\sigma^2 < \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ $\sim \chi^2(n-1)$	$\chi^2 > \chi_{\alpha/2}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 < \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)$ $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2(n-1)$ $\chi^2 < \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$



2、设总体 $X$ 的概率密度函数为 $f(x) = (\theta + 1)x^\theta$ ,  $0 < x < 1$

其中  $\theta > -1$  是未知参数

$x_1, x_2, \dots, x_n$  是来自这个总体的一组观测值。求：

(1) 求未知参数  $\theta$  的矩估计值

(2) 求未知参数  $\theta$  的极大似然估计值

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^1 x \cdot (\theta + 1)x^\theta dx = \frac{\theta + 1}{\theta + 2}$$

$$\text{令 } \bar{X} = \frac{\theta + 1}{\theta + 2}$$

$$\hat{\theta} = \frac{2\bar{X} - 1}{1 - \bar{X}}.$$

设总体 $X$ 密度  $f(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$   
 $\theta > -1$  未知, 求  $\theta$  的极大似然估计。

解:

$x_1, x_2, \dots, x_n$  为样本值。

$$L(\theta) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n (\theta+1) x_i^\theta = (\theta+1)^n (x_1 x_2 \cdots x_n)^\theta, & 0 < x_i < 1, \\ & i = 1, 2, \dots, n. \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$0 < x_i < 1, i = 1, 2, \dots, n$  时,


$$\ln L(\theta) = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

设总体 $X$ 密度  $f(x) = \begin{cases} (\theta+1)x^\theta, & 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$

$\theta > -1$  未知, 求  $\theta$  的极大似然估计。

$$\ln L(\theta) = n \ln(\theta+1) + \theta \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$\frac{d}{d\theta} \ln L(\theta) = \frac{n}{\theta+1} + \sum_{i=1}^n \ln x_i = 0$$

  $\hat{\theta} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln x_i} - 1$  极大似然估计值;

$$\hat{\theta} = -\frac{n}{\sum_{i=1}^n \ln X_i} - 1 \quad \text{极大似然估计量;}$$

3. 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自正态总体的一个样本, 在如下四个统计量

$$X_1 + X_2, \quad X_1 - X_2 + X_3, \quad \frac{X_1}{2} + \frac{X_2}{3} + \frac{X_3}{6}, \quad \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$$

中, 可以作为均值的无偏估计量的统计量的个数是\_\_\_\_\_。

(A) 1

(B) 3

(C) 2

(D) 4

4. 若  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自正态总体  $X \sim N(0, 1)$  的一个样本,  $\bar{X}$  与  $S^2$  分别表示样本均值与样本方差, 则有\_\_\_\_\_。

(A)  $n\bar{X} \sim N(0, 1)$

(B)  $\bar{X} \sim N(0, 1)$

(C)  $\frac{\bar{X}}{S} \sim t(n-1)$

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

5. 设对正态总体的数学期望  $\mu$  进行假设检验，如果在显著性水平 0.05 之下接受零假设

$H_0: \mu = \mu_0$ ，那么在显著性水平 0.01 下，下列结论成立的是\_\_\_\_\_。

(A) 必须接受  $H_0$

(B) 可能接受也可能拒绝  $H_0$

(C) 必须拒绝  $H_0$

(D) 不接受也不拒绝  $H_0$

□

四. (本题 12 分) 运动员在一段时期内的运动呈正态分布。一个跳远运动员在一周的运动测试中取得如下成绩 (单位: 米) ↓

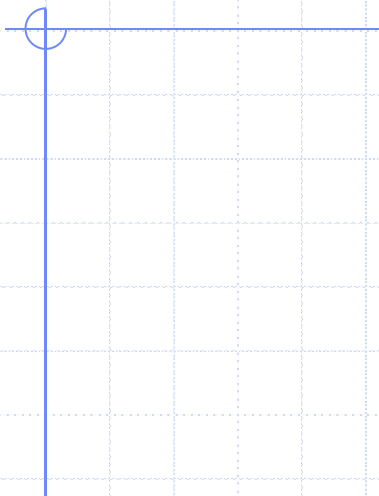
..... 6.5 ..... 6.4 ..... 6.8 ..... 6.3 ..... 6.3 ..... 6.6 ..... 6.7 ..... 6.2 ..... 6.7。 ↓

均值和方差分别记作  $\mu$  和  $\sigma^2$ 。 ↓

问题: (1) 求均值  $\mu$  的置信区间, 置信度为 0.95; ↓

(2) 是否可以认为这名运动员的平均成绩达到  $\mu_0 = 6.1$ ? 显著性水平  $\alpha = 0.05$ ; ↓

(3) 是否可以认为这名运动员的平均成绩  $\mu \leq 6.1$ ? 显著性水平  $\alpha = 0.05$ 。 ↓



1. 设某人打靶,脱靶的概率为0.4,现独立地进行了6次射击,以 $X$ 表示击中的次数,则 $E(X)$ ,  $D(X)$ 分别为 \_\_\_\_\_

- A 3.6和1.44      B 2.4和1.44      C 0.6和1.44      D 0.4和1.44

2. 设 $X_1, X_2, X_3, X_4$ 是来自正态总体 $N(0,1)$ 的一个样本,

令 $X = a(X_1 - X_2)^2 + b(X_2 - 2X_3)^2 + c(X_3 - 3X_4)^2$ , 则 $a, b, c$ 的取值为\_\_\_\_\_时,  
 $X$ 服从 $\chi^2$ 分布.

A  $a = \frac{1}{2}$ ,  $b = \frac{1}{5}$ ,  $c = \frac{1}{10}$

B  $a = 0$ ,  $b = \frac{1}{5}$ ,  $c = \frac{1}{10}$

C  $a = \frac{1}{2}$ ,  $b = 0$ ,  $c = \frac{1}{10}$

D  $a = \frac{1}{2}$ ,  $b = \frac{1}{5}$ ,  $c = 0$



3. 设随机变量  $X$  服从正态分布  $N(1, 1)$ ，已知  $z_{0.025} = 1.96$ ，则常数  $P\{X \leq 2.96\} =$  \_\_\_\_\_

A 0.95

B 0.975

C 0.025

D 0.005

4. 设总体  $X \sim B(2, p)$ ，待估参数  $0 < p < 1$ ，样本值为 2, 2, 0, 0, 1, 1，则参数  $p$  的极大似然估计中，似然函数  $L(p) =$  \_\_\_\_\_

A  $2p^3(1-p)^3$

B  $p^3(1-p)^3$

C  $4p^6(1-p)^6$

D  $p^6(1-p)^6$

5. 设随机变量  $X, Y$  相互独立， $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ， $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ，

则  $X - Y + 1$  服从的分布为 \_\_\_\_\_

A  $N(\mu_1 - \mu_2 + 1, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$

B  $N(\mu_1 - \mu_2 + 1, \sigma_1^2 - \sigma_2^2)$

C  $N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$

D  $N(\mu_1 - \mu_2 + 1, \sigma_1^2 - \sigma_2^2 + 1)$

6. 设随机变量  $X, Y$  独立同分布, 则  $U = X - Y, V = X + Y$  一定满足\_\_\_\_\_

A 协方差不为零    B 相互独立    C 相关系数不为零    D 相关系数为零

7. 设随机变量  $X$  服从指数分布, 其概率密度函数是  $f(x)$ . 则下列能成为  $X$  的概率密度函数的是

A  $g_1(x) = \begin{cases} f(x), & x > 0 \\ f(-|x|), & x \leq 0 \end{cases}$

B  $g_2(x) = \begin{cases} f(x), & x > 0 \\ f(-x), & x \leq 0 \end{cases}$

C  $g_3(x) = \begin{cases} 0.5f(x), & x > 0 \\ 0.5f(-|x|), & x \leq 0 \end{cases}$

D  $g_4(x) = \begin{cases} 0.5f(x), & x > 0 \\ 0.5f(-x), & x \leq 0 \end{cases}$


8. 设对正态总体的数学期望  $\mu$  进行假设检验, 如果在显著性水平 0.05 之下接受零假设  $H_0: \mu = \mu_0$ , 那么在显著性水平 0.01 下, 下列结论成立的是\_\_\_\_\_。

A 必须接受  $H_0$

B 可能接受也可能拒绝  $H_0$

C 必须拒绝  $H_0$

D 不接受也不拒绝  $H_0$

- 
1. 设  $A, B$  为两个随机事件,  $P(A)=0.7, P(A-B)=0.3$ , 则  $P(\overline{AB})=$  \_\_\_\_\_
  2. 设随机变量  $X$  的概率分布为  $P\{X=k\}=\frac{c}{n} \cdot k, k=1, 2, \cdots, n$ , 则常数  $c=$  \_\_\_\_\_
  3. 设随机变量  $X$  的方差存在, 且  $D(X) \neq 0$ , 若  $P\{Y=-0.6X-0.7\}=1$ , 则  $\rho_{XY}=$  \_\_\_\_\_
  4. 设  $X_1, X_2, \cdots, X_n$  是来自正态总体  $X$  的样本,  $E(X)=\mu, D(X)=\sigma^2 > 0$ , 要使  $Y=k_1(X_1-\mu)^2+k_2(X_2-\mu)^2+\cdots+k_n(X_n-\mu)^2$  为  $\sigma^2$  的无偏估计, 则常数  $k_1, k_2, \cdots, k_n$  满足 \_\_\_\_\_

1. 随机抽取某种炮弹 9 发做试验，得炮口速度的样本标准差  $s = 11(m/s)$ ，设炮口速度服从正态分布，求这种炮弹的炮口速度的标准差  $\sigma$  的置信度为 0.95 的置信区间。解题过程中请回答以下问题：  
(参考数据：  $z_{0.025} = 1.96$ ，  $z_{0.05} = 1.64$ ，  $\chi_{0.975}^2(8) = 2.180$ ，  $\chi_{0.025}^2(8) = 17.535$ )

(1) 写出统计量及分布\_\_\_\_\_

(2)  $\sigma$  的置信度为  $1-\alpha$  的置信区间公式为\_\_\_\_\_

(3)  $\sigma$  的置信度为 0.95 的置信区间是 (代入数据，不用具体计算) \_\_\_\_\_

2. 设总体  $X \sim U(0, \theta)$ ，未知参数  $\theta > 0$ ，样本值为 2, 2.5, 2, 1.5, 2.1, 1.9，求参数  $\theta$  的矩估计值和极大似然估计值。解题过程中请回答以下问题：

(1) 参数  $\theta$  的矩估计量为\_\_\_\_\_

(2) 参数  $\theta$  的矩估计值为\_\_\_\_\_

(3) 样本的似然函数为\_\_\_\_\_

(4) 参数  $\theta$  的极大似然估计值为\_\_\_\_\_

四. (13 分) 设二维随机变量  $(X, Y)$  在以  $(0, 1), (1, 0), (1, 1)$  为顶点的三角形区域  $D$  上服从均匀分布, 试求:

(1)  $Z = X + Y$  的概率密度函数;

(2)  $D(X + Y)$ .

五. (14 分) 设二维随机变量的概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} x^2 + \frac{xy}{3}, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试求:

(1) 边缘概率密度函数  $f_X(x)$  和  $f_Y(y)$ , 并判断  $X$  和  $Y$  的独立性;

(2) 条件概率密度函数  $f_{X|Y}(x|1)$ ;

(3) 概率  $P\{X + Y > 1\}$ .

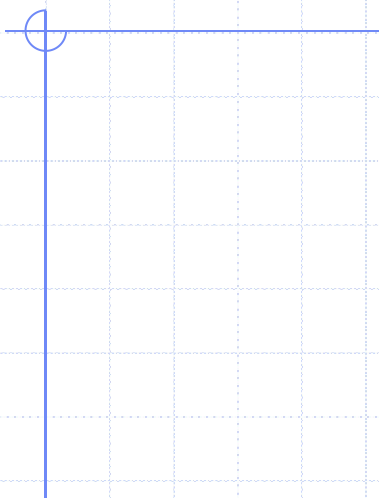


六. (6分) 设总体  $X$  服从 (0-1) 分布, 分布律为  $P\{X=k\} = p^k(1-p)^{1-k}$ ,  $k=0, 1$ ,

$X_1, X_2, \dots, X_n$  为来自总体的简单随机样本,  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,  $S_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ,

证明:  $T = (\bar{X})^2 - \frac{1}{n-1} S_n^2$  为  $p^2$  的无偏估计.

七. (5分) 设  $A$  为随机事件, 证明:  $P(A)P(\bar{A}) \leq \frac{1}{4}$ .



1. 从一副扑克牌四个花色的 52 张牌中随机抽取两张牌, 则取到的两张恰是不同花色且最大点数为 7 的概率是                     。



4. 设随机变量  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则  $E|X - \mu|^4 =$                      。

(A) 0

(B)  $\sigma^4$

(C)  $2\sigma^4$

(D)  $3\sigma^4$

2.  $X_1, \dots, X_n$  为总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  的样本,

$\hat{\sigma} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{n-1} |X_{i+1} - X_i|$  为总体参数  $\sigma$  的无偏估计量

求  $k$

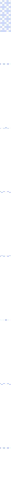
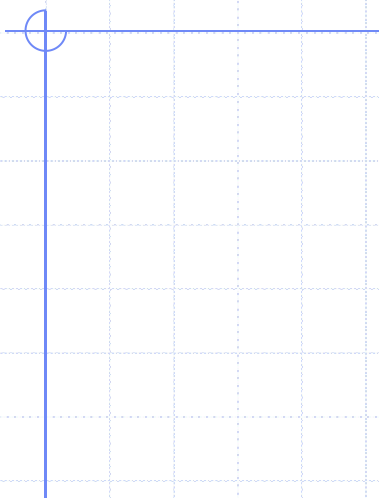


4. 设随机变量  $X$  的分布函数是  $F(x) = 0.3\Phi(x) + 0.7\Phi(\frac{x-2}{3})$ , 其中  $\Phi(x)$  是标准正态分布的分布函数, 则有  $E(X) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。

已知  $a_n = \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} e^{-n}$ , 用中心极限定理, 结合泊松分布, 计算  $\lim_{n \rightarrow +\infty} a_n$ 。

从数字**1-9**中依次随机抽取**5**个数字组成一个五位数，以 $X$ 记这个五位数的各位数字之和。

- (1) 若抽取是有放回的，计算 $X$ 的数学期望与方差；
- (2) 若抽取是无放回的，计算 $X$ 的数学期望与方差。



1. 设  $X \sim N(0,1)$ ,  $Y \sim N(1,4)$ , 且相关系数  $\rho_{XY} = 1$ , 则以下表达式中正确的是\_\_\_\_\_。↵

(A)  $P\{Y = -2X - 1\} = 1$  ↵ (B)  $P\{Y = 2X - 1\} = 1$  ↵ (C)  $P\{Y = -2X + 1\} = 1$  ↵ (D)  $P\{Y = 2X + 1\} = 1$  ↵

2. 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\sigma^2$  已知。若样本容量与置信度  $1 - \alpha$  保持不变, 则对于不同的样本观察值, 该总体均值  $\mu$  的置信度为  $1 - \alpha$  的置信区间长度\_\_\_\_\_。↵

(A) 不变↵

(B) 变长↵

(C) 变短↵

(D) 以上三者均有可能↵

3. 设  $X_1, X_2$  是任意两个相互独立的连续型随机变量, 它们的概率密度函数分别是  $f_1(x)$  和  $f_2(x)$ , 分布函数分别是  $F_1(x)$  和  $F_2(x)$ , 则有.....。

(A)  $f_1(x) + f_2(x)$  必为某一随机变量的概率密度函数

(B)  $f_1(x)f_2(x)$  必为某一随机变量的概率密度函数

(C)  $F_1(x) + F_2(x)$  必为某一随机变量的分布函数

(D)  $F_1(x)F_2(x)$  必为某一随机变量的分布函数

4. 设随机变量  $X$  与  $Y$  不相关, 则以下说法错误的是\_\_\_\_\_。

(A)  $D(X+Y) = D(X) + D(Y)$

(B)  $D(X-Y) = D(X) + D(Y)$

(C)  $D(XY) = D(X)D(Y)$

(D)  $E(XY) = E(X)E(Y)$

5. 设  $X_1, X_2, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的样本,  $E(X) = \mu$  与  $D(X) = \sigma^2$  均未知,  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  是样本

均值, 则下列说法正确的是 \_\_\_\_\_。

(A)  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)$  是统计量

(B)  $\frac{X_1 + X_2}{2}$  是  $\mu$  的无偏估计

(C)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  是  $\sigma^2$  的无偏估计

(D)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})$  是  $\sigma$  的无偏估计

6. 设随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 且都服从区间  $[0, 2]$  上的均匀分布, 则  $P(X^2 + Y^2 \leq 1) =$  \_\_\_\_\_。

(A)  $\frac{\pi}{4}$  (B)  $\frac{\pi}{8}$  (C)  $\frac{\pi}{16}$  (D)  $\frac{1}{4}$

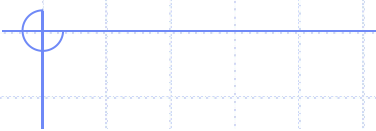


7. 设随机变量  $X$  服从参数为 1 的泊松分布, 则  $P\{X = E(X^2)\} =$  \_\_\_\_\_。

- (A)  $\frac{1}{4}e^{-1}$  (B)  $\frac{1}{2}e^{-1}$  (C)  $e^{-1}$  (D)  $1 - e^{-1}$

8. 设  $X_1, \dots, X_n$  是来自总体  $X$  的容量为  $n$  的简单随机样本, 已知  $E(X^k) = \mu_k$ , 则根据大数定律, \_\_\_\_\_ 依概率收敛于  $\mu_k$ 。

- (A)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  (B)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$  (C)  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu$  (D)  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i^k - \mu_k$



1. 设  $A$ 、 $B$ 、 $C$  为随机事件，已知事件  $A$  与  $C$  互斥，且  $P(AB) = \frac{1}{2}$ ， $P(C) = \frac{1}{3}$ ，则

$P(AB | \overline{C}) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。↵

2. 设每发炮弹命中目标的概率为 0.1，现发射 100 发炮弹，试用中心极限定理作出估计，命中炮弹不少于 5 发的概率                     ... (无需计算，由标准正态分布的分布函数  $\Phi$  给出结果)。↵





3. 设随机变量  $X$  的概率密度函数为  $f(x) = \begin{cases} 4x^3, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ , 已知  $P(X > a) = P(X < a)$ , 则常数

$a = \text{.....}_0 \leftarrow$

4. 设随机变量  $X$  的分布函数是  $F(x) = 0.3\Phi(x) + 0.7\Phi(\frac{x-2}{3})$ , 其中  $\Phi(x)$  是标准正态分布的分

布函数, 则有  $E(X) = \underline{\hspace{2cm}}$ 。  $\leftarrow$

### 三. (本题 8 (Ctrl) ▾)

某超市里成套出售某品牌玻璃杯，每套 6 个杯子装在一个盒子里。已知每套杯子中有 0 个、1 个、2 个残次品的概率分别是 0.7, 0.2, 0.1。假设顾客挑选时会随机拿 1 套玻璃杯，打开盒子后任意取出其中 3 个杯子来查验。若发现被查验的杯子中有残次品，则放弃购买；若没发现残次品，则会购买整套玻璃杯。试求：↵

(1)→顾客挑选后会购买整套玻璃杯的概率；↵

(2)→已知顾客挑选后购买了整套玻璃杯，那么他回家后发现该套杯子中有 2 个残次品的概率有多大？↵



#### 四. (本题 15 分) ◀

设二维随机变量  $(X, Y)$  的联合概率密度为  $f(x, y) = \begin{cases} 4xe^{-2y}, & 0 < x < 1, y > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$ , ◀

- (1) 求边缘概率密度  $f_X(x), f_Y(y)$ ; ··· (2) 判断  $X$  与  $Y$  是否相互独立, 并说明原因; ·◀  
(3) 计算  $D(3X - 2Y)$ ; ········· (4) 求条件概率密度  $f_{X|Y}(x|y)$ 。 ◀

五. (本题 12 分) ◀

设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\sigma > 0$ , 已知  $X$  与  $Y$  相互独立, 且  $Z = X - Y$ , 试求: ◀

(1)  $Z$  的概率密度函数  $f_Z(z)$ ; ◀

(2) 设  $Z_1, \dots, Z_n$  是来自总体  $Z$  的样本,  $z_1, \dots, z_n$  是样本值, 试根据这一样本, 求  $\sigma^2$  的矩估计量  $\hat{\sigma}_M^2$  和极大似然估计量  $\hat{\sigma}_L^2$ ; ◀

(3) 请验证: 极大似然估计量  $\hat{\sigma}_L^2$  是不是  $\sigma^2$  的无偏估计量? ◀

六. (本题 7 分) ◀

设随机变量  $X$  与  $Y$  相互独立, 它们的概率密度函数分别为◀

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < x < 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \dots \text{和} \dots f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \leftarrow$$

求  $Z = 2X + Y$  的概率密度函数。◀

七. (本题 10 分) ↵

已知某种材料的抗压强度  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，现随机抽取 16 个由该种材料制成的样品进行抗压试验，测得样本均值为 475，样本标准差为 32。↵

(1)→求这种材料平均抗压强度  $\mu$  的置信度为 0.95 的置信区间。↵

(2)→若抗压强度不小于 500 (即  $\mu \geq 500$ ) 为合格，是否可以认为这种材料合格? (显著性水平  $\alpha = 0.05$ )↵

可能用到的数据:  $t_{0.1}(15) = 1.3406$ ,  $t_{0.1}(16) = 1.3368$ ,  $t_{0.05}(15) = 1.7531$ ,  $t_{0.05}(16) = 1.7459$ , ↵

$$t_{0.025}(15) = 2.1315, \quad t_{0.025}(16) = 2.1199 \quad \leftarrow$$