

概率统计期末复习

冬季期末考试

- (1) 线上
- (2) 开卷，独立完成
- (3) 50 道选择判断题
- (4) 平时:期末 = 3:7
- (5) 25 日或 26 日，具体时间等通知

第一章 概率论的基本概念

§ 1 随机试验 § 2 样本空间、随机试验

随机试验

样本空间、事件

子事件、和事件、积事件、差事件

必然事件、不可能事件、互斥（互不相容）、对立

运算律 De Morgan 律等

事件的表示与化简

§ 3 频率与概率

频率、概率的统计定义

概率的公理化定义 非负性、规范性、可列可加性

概率的性质 $P(\emptyset) = 0$ 有限可加性

$$P(A - B) = P(A) - P(AB)$$

$B \subset A$ 时, $P(A - B) = P(A) - P(B)$ $P(A) \leq P(B)$

$$P(\bar{A}) = 1 - P(A) \quad P(A) \leq 1$$

加法公式

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB) \quad \text{推广}$$

§ 4 古典概型

古典概型定义

$$P(A) = \frac{A \text{ 包含的样本点数}}{\text{样本空间中的样本点总数}}$$

计数法则 乘法法则 加法法则

排列 全排列

组合 分组组合

有放回抽样 无放回抽样

§ 5 条件概率

条件概率

$$P(A|B) := \frac{P(AB)}{P(B)}$$

$$P(B) > 0$$

条件概率的性质

非负性、规范性、可列可加性

乘法公式

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

$$P(B) > 0$$

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

$$P(A) > 0$$

推广

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

全概率公式

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i) \quad \text{完备事件组}$$

贝叶斯公式

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

§ 6 独立性

独立性定义 $P(AB) = P(A)P(B)$



$$P(A|B) = P(A)$$

$$P(B) > 0$$



$$P(B|A) = P(B)$$

$$P(A) > 0$$

$$P(A) > 0, P(B) > 0$$

独立 \longrightarrow 不互斥

互斥 \longrightarrow 不独立

多个事件的独立性

$$\begin{cases} P(AB) = P(A)P(B) \\ P(BC) = P(B)P(C) \\ P(CA) = P(C)P(A) \\ P(ABC) = P(A)P(B)P(C) \end{cases}$$

第二章 随机变量及其分布

§ 1 随机变量

样本空间上的实值单值函数

离散型 连续型 非离散非连续型

把事件用随机变量的关系式表达出来

§ 2 离散型随机变量及其分布律

分布律 所有取值 $+$ 每个取值的概率

列表法 图示法 公式法

性质 (1) $p_k \geq 0$, (2) $\sum p_k = 1$

(0-1) 分布 $X \sim b(1, p) \quad 0 \leq p \leq 1$

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

X	0	1
$P(X)$	$1-p$	p

$$EX = p \quad DX = p(1-p)$$

伯努利试验

(1) 只考虑成功失败 (2) 可重复性 (3) 独立性

二项分布

$$X \sim b(n, p) \quad 0 \leq p \leq 1$$

$$P(X = k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n$$

$$EX = np \quad DX = np(1-p)$$

泊松分布

(1) 平稳性 (2) 无后效性 (3) 普通性
相同长度等概率 不重叠独立 充分小只发生一次

$$X \sim \pi(\lambda) \quad \lambda > 0$$

$$P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$EX = DX = \lambda$$

§ 3 随机变量的分布函数

分布函数 $F(x) := P(X \leq x)$

性质 (1) 不减函数

$$(2) F(-\infty) = 0, F(+\infty) = 1$$

(3) 右连续

$$P(a < X \leq b) = P(X \leq b) - P(X \leq a) = F(b) - F(a)$$

§ 4 连续型随机变量及其概率密度

概率密度 描述每一点附近概率的函数 $f(x)$

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

性质 (1) $f(x) \geq 0$, (2) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$

$$(3) P(a < X \leq b) = \int_a^b f(x) dx = F(b) - F(a)$$

$$(4) F'(x) = f(x) \quad f(x) \text{ 在点 } x \text{ 连续}$$

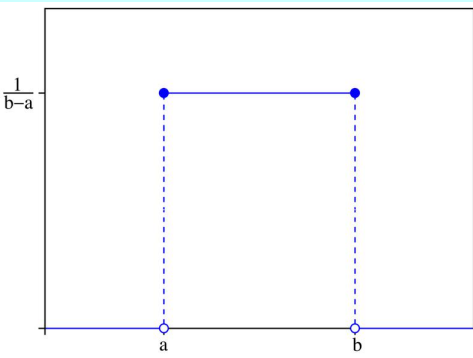
$$P(X = a) = 0$$

$$P(A) = 0 \quad \not\Rightarrow \quad A = \emptyset$$

$$P(A) = 1 \quad \not\Rightarrow \quad A = S$$

$$P(a \leq X \leq b) = P(a < X \leq b) = P(a \leq X < b) = P(a < X < b)$$

均匀分布

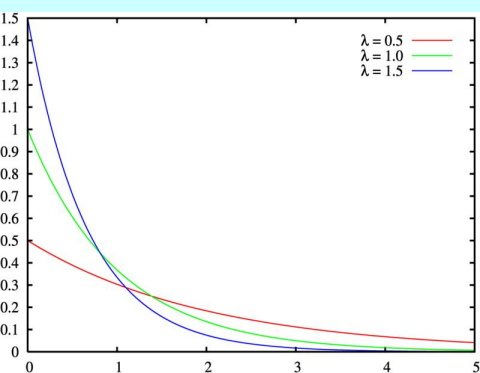


$$X \sim U(a, b)$$

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

$$EX = \frac{a+b}{2} \quad DX = \frac{(b-a)^2}{12}$$

指数分布



$$X \sim e(\theta) \quad \theta > 0$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$EX = \theta \quad DX = \theta^2$$

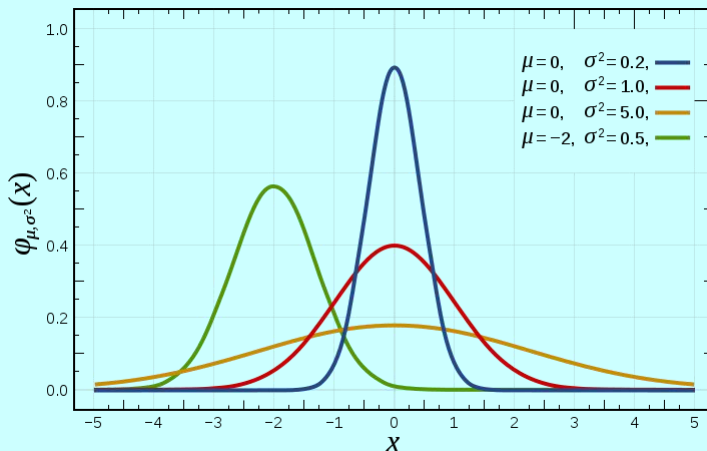
正态分布

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \sigma > 0$$

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

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

$$EX = \mu \quad DX = \sigma^2$$



关于 μ 对称

μ 处最大值, 左增右减

$\mu \pm \sigma$ 拐点

x 轴为渐近线

标准正态分布

$$X \sim N(0, 1)$$

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

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt$$

$$(1) \Phi(0) = 0.5$$

$$(2) \Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$$

$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 时,

$$F_X(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

$$P(a < X < b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$

3σ 准则

§ 5 随机变量的函数的分布

离散型 合并

连续型 (1) $F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(g(X) \leq y)$ 先求分布函数

(2) $f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy}$ 再求导得密度

$$f_Y(y) = \begin{cases} f[h(y)] \left| \frac{dh(y)}{dy} \right|, & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$y=g(x)$ 可导

$x=h(y)$ 是 $y=g(x)$ 的反函数

X 的分布函数 $F(x)$ 严格单调连续 $\longrightarrow Y = F(x) \sim U(0,1)$

第三章 多维随机变量及其分布

§ 1 二维随机变量

分布函数 $F(x, y) := P((X \leq x) \cap (Y \leq y)) =: P(X \leq x, Y \leq y)$

$$\begin{aligned} &P(x_1 < X \leq x_2, y_1 < Y \leq y_2) \\ &= F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) \end{aligned}$$

性质 (1) 对 x (或对 y) 不减函数

$$(2) F(x, -\infty) = 0, F(-\infty, y) = 0$$

$$F(-\infty, -\infty) = 0, F(+\infty, +\infty) = 1$$

(3) 对 x (或对 y) 右连续

二维离散型 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots$

联合分布律 列表法 公式法

性质 (1) $p_{ij} \geq 0$, (2) $\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$

二维连续型 $F(x, y) = \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) \, du \, dv$

性质 (1) $f(x, y) \geq 0$, (2) $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dx \, dy = 1$

$$(3) P((X, Y) \in G) = \iint_G f(x, y) \, dx \, dy$$

$$(4) f(x, y) = \frac{\partial^2 F(x, y)}{\partial x \partial y}$$

$f(x, y)$ 在点 (x, y) 连续

§ 2 边缘分布

边缘分布函数

$$F_X(x) = P(X \leq x) = P(X \leq x, Y < +\infty) = F(x, +\infty)$$

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X \leq +\infty, Y < y) = F(+\infty, y)$$

离散型 $P(X = x_i) = \sum_{j=1}^{\infty} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} =: p_{i\bullet}$

$$P(Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} P(X = x_i, Y = y_j) = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} =: p_{\bullet j}$$

连续型 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$

二维均匀分布

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

边缘分布 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$
 $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

相关系数 ρ

由联合分布可以确定边缘分布

由边缘分布一般不能确定联合分布

§ 3 条件分布

条件
分布律

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)} = \frac{p_{ij}}{p_{\bullet j}}$$

$$P(Y = y_j | X = x_i) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)} = \frac{p_{ij}}{p_{i\bullet}}$$

条件
密度

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} \quad F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} dx$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)} \quad F_{Y|X}(y|x) = \int_{-\infty}^y \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy$$

§ 4 相互独立的随机变量

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)P(Y \leq y)$$

分布函数表示 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$

离散型表示 $P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$

$$p_{ij} = p_{i\bullet}p_{\bullet j}$$

连续型表示 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

几乎处处成立

有放回抽样  独立

无放回抽样  不独立

§ 5 两个随机变量的函数的分布

$$Z = X + Y$$

离散型

$$P(Z = r) = \sum_{i=0}^r P(X = i, Y = r - i)$$

连续型

卷积公式

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

独立

$$M = \max\{X, Y\}$$

$$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z)$$

独立

$$N = \min\{X, Y\}$$

$$F_N(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$$

独立

$$X_1, \dots, X_n \sim b(1, p) \text{ 独立同分布} \longrightarrow \sum_{i=1}^n X_i \sim b(n, p)$$

$$X \sim b(m, p), Y \sim b(n, p) \text{ 独立} \longrightarrow X + Y \sim b(m + n, p)$$

$$X \sim \pi(\lambda_1), Y \sim \pi(\lambda_2) \text{ 独立} \longrightarrow X + Y \sim \pi(\lambda_1 + \lambda_2)$$

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \text{ 独立} \longrightarrow$$
$$aX + bY \sim N(a\mu_1 + b\mu_2, a^2\sigma_1^2 + b^2\sigma_2^2)$$

$$X \sim e(\theta_1), Y \sim e(\theta_2) \text{ 独立} \longrightarrow \min\{X, Y\} \sim e\left(\frac{\theta_1\theta_2}{\theta_1 + \theta_2}\right)$$

第4章 随机变量的数字特征

(一) 要求:

(1)掌握数学期望、方差的定义及其计算;

(2)掌握数学期望、方差的公式及其证明;

(二) 数学期望 口诀: 取值 乘以 取这个值的概率 之和。

$$EX = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

$$EX = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p_i$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$$

$$Eg(X,Y) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j)p_{ij}$$

$$Eg(X,Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x,y)f(x,y)dxdy = \iint_{R^2} g(x,y)f(x,y)dxdy$$

六、数学期望的性质

$$\square E(c) = c \quad \text{—— 常数}$$

$$\square E(cX) = c E(X)$$

$$\square E(X + Y) = E(X) + E(Y)$$

线性性质

$$E\left(\sum_{i=1}^n c_i X_i + C\right) = \sum_{i=1}^n c_i E(X_i) + C$$

$$\square \text{ 当 } X, Y \text{ 独立时, } E(XY) = E(X)E(Y).$$

反之未必成立, 即

若 $E(XY) = E(X)E(Y)$, X, Y 不一定独立

(四) 方差

$$D(X) = E[X - E(X)]^2$$

离差（偏差）平方的数学期望

\sqrt{DX} 称为X的均方差或标准差。

(五) 方差性质

$$D(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$\left. \begin{array}{l} 1、 D(c) = 0 \\ 2、 D(cX) = c^2 D(X) \end{array} \right\} D(c_1 X + c_2) = c_1^2 D(X)$$
$$3、 D(X + Y) = DX + DY + 2Cov(X, Y)$$

特别地，若 X, Y 相互独立，则

$$D(C_1 X \pm C_2 Y) = C_1^2 D(X) + C_2^2 D(Y)$$

第4章 几类重要的分布

6-10分

(1) 0-1分布 (两点分布)

$$P\{X=0\}=1-p=q, \quad P\{X=1\}=p$$

$$\text{或 } p(x) = P\{X=x\} = p^x q^{1-x}, \quad x=0, 1$$

或

X	0	1
p_k	$1-p$	p

记作 $X \sim B(1, p)$, 或 $X \sim$ ‘0-1分布’

(2) 二项分布

$$P(X=k) = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, \quad k=0,1,\cdots,n$$

记作 $X \sim B(n, p)$

(3) 泊松分布(Poisson)

若 X 的分布为 $P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, k = 0, 1, 2, \dots,$

其中 $\lambda > 0$ 是常数, 则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布. 记为 $X \sim \pi(\lambda)$ 或 $P(\lambda)$.

(4) 几何分布

$$P\{X = k\} = q^{k-1}p, \quad k = 1, 2, \dots$$

(5) 超几何分布

设一批产品有 N 个，其中有 M 个次品。从这批产品中任意抽取 n 个，则取出的产品中次品数 X 的分布律为

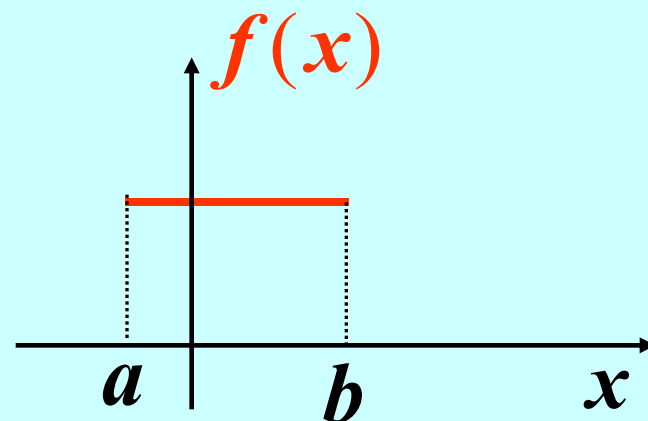
$$P(X = k) = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n},$$

$$\max(0, n - N + M) \leq k \leq \min(n, M)$$

称为 X 服从参数为 p 的超几何分布. 记为 $X \sim H(n, M, N)$

(6) 均匀分布:

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



则称 X 服从区间 (a, b) 上的均匀分布，记作: $X \sim U(a, b)$

(7) 指数分布

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

记为 $X \sim E(\lambda)$.

(8) 正态分布 或 高斯分布

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

记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

(三) 常见随机变量 的数学期望

分布	概率分布列	期望	方差
参数为 p 的 0-1分布 $B(1, p)$	$P(X = 1) = p$ $P(X = 0) = 1 - p$	p	pq
二项分布 $B(n, p)$	$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$ $k = 0, 1, 2, \dots, n$	np	npq
泊松分布 $P(\lambda)$	$P(X = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ $k = 0, 1, 2, \dots$	λ	λ

(三) 常见随机变量 的数学期望

分布	密度	期望	方差
区间 (a,b) 上的 均匀分布 $U(a, b)$	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
指数分布 $E(\lambda)$	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$	λ^{-1}	λ^{-2}
正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ	σ^2

第5章 中心极限定理

(一) 要求:

- (1) 熟记依概率收敛的定义;
- (2) 理解什么是大数定律, 什么是中心极限定理?
- (3) 会写切比雪夫不等式、大数定律。

(二) 依概率收敛:

$$\forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P\{|Y_n - a| \geq \varepsilon\} = 0$$

则称序列 Y_1, Y_2, Y_n, \dots 依概率收敛于 a ,

记为 $Y_n \xrightarrow{P} a.$

（三）切比雪夫不等式（要求会写，会证）：

设随机变量 X 的期望 EX 及方差 DX 存在，则对任意的 $\varepsilon > 0$ ，有

$$P(|X - EX| \geq \varepsilon) \leq \frac{DX}{\varepsilon^2}$$

偏差较大的
概率较小

证明： （1）设 X 为连续型随机变量，其密度函数为 $f(x)$

$$P(|X - EX| \geq \varepsilon) = \int_{|x-EX| \geq \varepsilon} f(x) dx$$

扩大被积函数

$$\leq \int_{|x-EX| \geq \varepsilon} \frac{(x - EX)^2}{\varepsilon^2} f(x) dx$$

$$\leq \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{(x - EX)^2}{\varepsilon^2} f(x) dx = \frac{DX}{\varepsilon^2}$$

扩大积分限

四、契比雪夫(大数定律)定理 (要求会证)

设 $\{X_n\}$ 为相互独立的随机变量序列, $E(X_i)$ 存在, $D(X_i) \leq M$, ($i=1, 2, \dots$) 则对 $\forall \varepsilon > 0$, 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left\{ \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) \right| < \varepsilon \right\} = 1$$

证明: (用契比雪夫不等式)

(五) 要熟记几个大数定律，中心极限定理：

熟记名称及内容：

契比雪夫(大数定律)定理，辛钦大数定律，伯努利大数定律

熟记名称及内容的中心极限定理：

林德伯格-列维（独立同分布），

棣莫佛-拉普拉斯。

第6章 样本及抽样分布

(一) 要求:

(1)理解把握总体、个体、样本、统计量的定义

(2)熟悉常用统计量:

样本均值、方差、一、二阶原点矩中心矩

(3)三大分布的定义、图形、查表

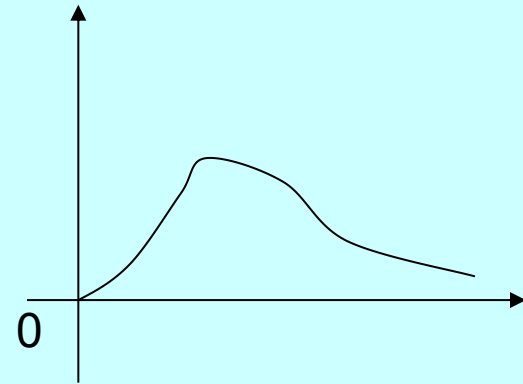
(4)熟练掌握**抽样分布定理**

(二) 三大分布:

定义1 (卡方分布):

$$\chi^2 = X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2 \sim \chi^2(n)$$

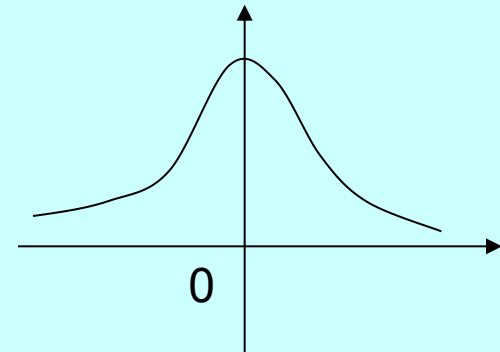
其中 $X_i \sim N(0,1)$



定义2 (t-分布):

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

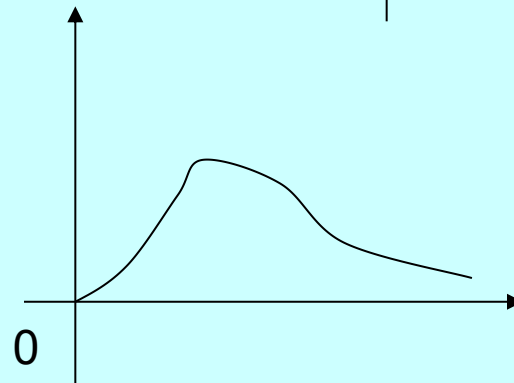
其中 $X \sim N(0,1)$, $Y \sim \chi^2(n)$



定义3 (F-分布):

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

其中 $X \sim \chi^2(n_1)$, $Y \sim \chi^2(n_2)$



(三) 抽样分布定理:

总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$Th1: U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$Th4: T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

$$Th2: \chi_1^2 = \frac{nS^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$$

$$Th3: \chi_2^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

$$\text{其中 } \tilde{S}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$$

$$Th7: F = \frac{S_1^2 / \sigma_1^2}{S_2^2 / \sigma_2^2} = \frac{S_1^2 \sigma_2^2}{S_2^2 \sigma_1^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

要求熟记这5个定理

第7章 参数估计

(一) 要求:

- (1)掌握点估计中的矩估计及 极大似然估计（对离散及连续）；
- (2)掌握无偏性，有效性，一致性的定义，及应用；
- (3)区间估计公式（简单的不复杂的）。

(二) 矩估计: 用样本矩去估总体矩。

矩估计法的具体步骤:

- 0、确定分布 $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ （如果未知）；
- 1、计算总体的k阶原点矩 EX^k ；（至多到2阶）
- 2、用 $M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k = EX^k$ 建立方程组；
- 3、解方程组； 4、戴帽； 5、回答（当需要时）。

例 设总体 X 在区间 $[0, \theta]$ 上服从均匀分布，其中 $\theta > 0$ 为未知参数，若取样本为 X_1, \dots, X_n ，试求 θ 的矩估计。

解： 0、确定分布 $F(x; \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ （如果未知）；

1、计算总体的 k 阶原点矩 EX^k

$$EX = \frac{0 + \theta}{2} = \frac{\theta}{2},$$

2、用

$$M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k = EX^k$$

建立方程组；

$$M_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X} = EX = \frac{\theta}{2}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

$$= \int_0^{\theta} \frac{x}{\theta} dx = \frac{x^2}{2\theta} \Big|_0^{\theta} = \frac{\theta}{2},$$

3、解方程组； 4、戴帽； 5、回答（当需要时）；

$\Rightarrow \hat{\theta} = 2\bar{X}$ 为所求 θ 的矩估计(量)。

(三) 极大似然估计:

极大似然原理:
总体参数应有利于样本观察值的出现。

求最大似然估计量的步骤:

0、确定分布（若未知）；

1、写出似然函数并化简

$$L(\theta) = L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) = \prod_{i=1}^n p(x_i; \theta) ; \quad L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) ;$$

2、写出对数似然函数并化简

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln p(x_i; \theta) ; \quad \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i; \theta) ;$$

3、对 θ 求导 $\frac{d \ln L(\theta)}{d \theta}$, 并令 $\frac{d \ln L(\theta)}{d \theta} = 0$;

4、解方程（组），求驻点，就得 θ 的极大似然估计。

(四) 三种评价标准:

(1) 无偏性

$E(\hat{\theta}) = \theta$ 则称 $\hat{\theta}$ 为 θ 的无偏估计.

(2) 有效性

若 $D(\hat{\theta}_1) < D(\hat{\theta}_2)$

则称 $\hat{\theta}_1$ 较 (比) $\hat{\theta}_2$ 有效。

(3) 一致性

$$\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$$

则称 $\hat{\theta}_n$ 是总体参数 θ 的一致(或相合)估计量

（五）区间估计:

定义7.4.1: 设 X 是以 θ 为未知参数的总体, X_1, X_2, \dots, X_n 来自总体的样本。如果对于小概率 α (一般取0.1, 0.05等), 存在两个统计量 $T_1(X_1, X_2, \dots, X_n)$, $T_2(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 使得

$$P\{T_1 \leq \theta \leq T_2\} = 1 - \alpha,$$

则称**随机区间** $[T_1, T_2]$ 为 θ 的**区间估计**, T_1 为置信下限, T_2 为置信上限, $1 - \alpha$ **置信水平** (或**置信度**) ; $[T_1, T_2]$ 又称为参数 θ 的**置信区间**。

求置信区间的一般步骤如下（枢轴统计量法）：

1. 明确问题，是对什么参数求置信区间？

置信水平 $1-\alpha$ 是多少？

2. 寻找参数 θ 的一个良好的统计量
(或随机变量，称为枢轴统计量)

$$T(\theta) = T(X_1, X_2, \dots, X_n; \theta)$$

- (1) 含待估参数
- (2) 不含其他未知参数
- (3) 分布为已知（可查表）。

3. 对于给定的置信水平 $1-\alpha$ ，根据 T 的分布，
确定常数 a, b ，使得 $P(a \leq T(\theta) \leq b) = 1-\alpha$

4. 对 “ $a \leq T(\theta) \leq b$ ” 作等价变形，得到如下形式：

$$\hat{T}_1 \leq \theta \leq \hat{T}_2$$

从而随机区间 $[\hat{T}_1, \hat{T}_2]$ 就是 θ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的置信区间。

（七）置信区间公式:

即 μ 的双侧置信区间为

$\sigma = \sigma_0$ 已知
$$\left[\bar{X} - \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} u_{1-\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} u_{1-\alpha/2} \right]$$

σ 未知
$$\left[\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1) \right]$$

从而得 σ^2 的置信水平

为 $1-\alpha$ 的（双侧）置信区间为

μ 未知
$$\left[\frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)} \right]$$

第9章 假设检验

(一) 要求:

- (1)理解小概率原理;
- (2)熟悉假设检验步骤（并能熟练应用）;
- (3)理解两类误差。

(二) 假设检验步骤:

1、根据题意，提出恰当的假设

(1) 对哪个参数在什么条件下进行检验

(2) 单侧，还是双侧检验；

备择假设的方向与提问方向一致！

2、确定检验统计量。

3、确定拒绝域: **拒绝域方向与备择假设的方向一致。**

4、计算并判断；

5、回答（解释）。

(1) 对 μ 进行检验

是否有显著差异

是否明显减小

是否明显增大

假设	双侧检验	左侧检验	右侧检验
假设形式	$H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$	$H_0: \mu \geq \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$	$H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$
统计量	σ 已知:	$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	
	σ 未知:	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S / \sqrt{n}}$	
拒绝域	$ U > u_{1-\alpha/2}$	$U < -u_{1-\alpha}$	$U > u_{1-\alpha}$
	$ T > t_{1-\alpha/2}(n-1)$	$T < -t_{1-\alpha}(n-1)$	$T > t_{1-\alpha}(n-1)$

(2) 对 σ^2 进行检验

是否有显著差异

是否明显减小

是否明显增大

假设	双侧检验	左侧检验	右侧检验
假设形式	$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0 : \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1 : \sigma^2 < \sigma_0^2$	$H_0 : \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2$
统计量	μ 已知:	$\chi^2 = \frac{n\tilde{S}^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n)$	
	μ 未知:	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	
拒绝域	$\chi^2 < \chi_{\alpha/2}^2$ 或 $\chi^2 > \chi_{1-\alpha/2}^2$	$\chi^2 < \chi_{\alpha}^2$	$\chi^2 > \chi_{1-\alpha}^2$

(3) 均值差方差比的检验自己总结

假设	双侧检验	左侧检验	右侧检验
假设形式	$H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$	$H_0: \mu \geq \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$	$H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$
统计量	已知:		
	未知:		
拒绝域			

是否有显著差异

是否明显减小

是否明显增大减小

(三) 两类错误

第一类错误（又称为弃真错误）

原假设本身为真，但由于小概率事件发生，错误的拒绝了原假设而犯的误差。

第二类错误（又称为存伪误差）

原假设本身为假，但却错误地接受了原假设而犯的误差。

在样本容量一定的情况下，两类误差不能同时减小。

即犯第一类错误的概率减小必然导致犯第二类错误的概率增加，反之亦然！

