

第一章 概率论的基本概念

一. 基本概念

随机试验 E: (1) 可以在相同的条件下重复地进行; (2) 每次试验的可能结果不止一个, 并且能事先明确试验的所有可能结果; (3) 进行一次试验之前不能确定哪一个结果会出现.

样本空间 S: E 的所有可能结果组成的集合. 样本点(基本事件): E 的每个结果.

随机事件(事件): 样本空间 S 的子集.

必然事件(S): 每次试验中一定发生的事件. 不可能事件(Φ): 每次试验中一定不会发生的事件.

二. 事件间的关系和运算

1. $A \subset B$ (事件 B 包含事件 A) 事件 A 发生必然导致事件 B 发生.

2. $A \cup B$ (和事件) 事件 A 与 B 至少有一个发生.

3. $A \cap B = AB$ (积事件) 事件 A 与 B 同时发生.

4. $A - B$ (差事件) 事件 A 发生而 B 不发生.

5. $AB = \Phi$ (A 与 B 互不相容或互斥) 事件 A 与 B 不能同时发生.

6. $AB = \Phi$ 且 $A \cup B = S$ (A 与 B 互为逆事件或对立事件) 表示一次试验中 A 与 B 必有一个且仅有一个发生. $\bar{\bar{B}} = A$, $\bar{\bar{A}} = B$.

运算规则 交换律 结合律 分配律 德·摩根律 $\overline{A \cup B} = \bar{A} \cap \bar{B}$ $\overline{A \cap B} = \bar{A} \cup \bar{B}$

三. 概率的定义与性质

1. 定义 对于 E 的每一事件 A 赋予一个实数, 记为 $P(A)$, 称为事件 A 的概率.

(1) 非负性 $P(A) \geq 0$; (2) 归一性或规范性 $P(S) = 1$;

(3) 可列可加性 对于两两互不相容的事件 A_1, A_2, \dots ($A_i A_j = \Phi$, $i \neq j$, $i, j = 1, 2, \dots$),

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots) = P(A_1) + P(A_2) + \dots$$

2. 性质

(1) $P(\Phi) = 0$, 注意: A 为不可能事件  $P(A) = 0$.

(2)有限可加性 对于 n 个两两互不相容的事件 A_1, A_2, \dots, A_n ,

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n) \quad (\text{有限可加性与可列可加性合称加法定理})$$

(3)若 $A \subset B$, 则 $P(A) \leq P(B)$, $P(B-A) = P(B) - P(A)$.

(4)对于任一事件 A , $P(A) \leq 1$, $\bar{P}(A) = 1 - P(A)$.

(5)广义加法定理 对于任意二事件 A, B , $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$.

对于任意 n 个事件 A_1, A_2, \dots, A_n

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(A_i A_j A_k) + \dots + (-1)^{n-1} P(A_1 A_2 \dots A_n)$$

四.等可能(古典)概型

1.定义 如果试验 E 满足:(1)样本空间的元素只有有限个,即 $S = \{e_1, e_2, \dots, e_n\}$;(2)每一个基本事件的概率相等,即 $P(e_1) = P(e_2) = \dots = P(e_n)$.则称试验 E 所对应的概率模型为等可能(古典)概型.

2.计算公式 $P(A) = k/n$ 其中 k 是 A 中包含的基本事件数, n 是 S 中包含的基本事件总数.

五.条件概率

1.定义 事件 A 发生的条件下事件 B 发生的条件概率 $P(B|A) = P(AB) / P(A)$ ($P(A) > 0$).

2.乘法定理 $P(AB) = P(A) P(B|A)$ ($P(A) > 0$); $P(AB) = P(B) P(A|B)$ ($P(B) > 0$).

$$P(A_1 A_2 \dots A_n) = P(A_1) P(A_2|A_1) P(A_3|A_1 A_2) \dots P(A_n|A_1 A_2 \dots A_{n-1}) \quad (n \geq 2, P(A_1 A_2 \dots A_{n-1}) > 0)$$

3. B_1, B_2, \dots, B_n 是样本空间 S 的一个划分($B_i B_j = \emptyset, i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, n, B_1 \cup B_2 \cup \dots \cup B_n = S$), 则

$$\text{当 } P(B_i) > 0 \text{ 时, 有全概率公式 } P(A) = \sum_{i=1}^n P(B_i) P(A|B_i)$$

$$\text{当 } P(A) > 0, P(B_i) > 0 \text{ 时, 有贝叶斯公式 } P(B_i|A) = \frac{P(AB_i)}{P(A)} = \frac{P(B_i) P(A|B_i)}{\sum_{i=1}^n P(B_i) P(A|B_i)}.$$

六.事件的独立性

1.两个事件 A, B , 满足 $P(AB) = P(A) P(B)$ 时, 称 A, B 为相互独立的事件.

(1)两个事件 A, B 相互独立 $\Leftrightarrow P(B) = P(B|A)$.

(2)若 A 与 B , A 与 \bar{B} , \bar{A} 与 B , \bar{A} 与 \bar{B} 中有一对相互独立, 则另外三对也相互独立.

2.三个事件 A, B, C 满足 $P(AB) = P(A)P(B)$, $P(AC) = P(A)P(C)$, $P(BC) = P(B)P(C)$, 称 A, B, C 三事件两两相互独立. 若再满足 $P(ABC) = P(A)P(B)P(C)$, 则称 A, B, C 三事件相互独立.

3. n 个事件 A_1, A_2, \dots, A_n , 如果对任意 k ($1 < k \leq n$), 任意 $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$. 有

$P(A_{i_1} A_{i_2} \dots A_{i_k}) = P(A_{i_1})P(A_{i_2}) \dots P(A_{i_k})$, 则称这 n 个事件 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立.

第二章 随机变量及其概率分布

一. 随机变量及其分布函数

1. 在随机试验 E 的样本空间 $S = \{e\}$ 上定义的单值实值函数 $X = X(e)$ 称为随机变量.

2. 随机变量 X 的分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$, x 是任意实数. 其性质为:

(1) $0 \leq F(x) \leq 1$, $F(-\infty) = 0, F(\infty) = 1$. (2) $F(x)$ 单调不减, 即若 $x_1 < x_2$, 则 $F(x_1) \leq F(x_2)$.

(3) $F(x)$ 右连续, 即 $F(x+0) = F(x)$. (4) $P\{x_1 < X \leq x_2\} = F(x_2) - F(x_1)$.

二. 离散型随机变量 (只能取有限个或可列无限多个值的随机变量)

1. 离散型随机变量的分布律 $P\{X = x_k\} = p_k$ ($k=1, 2, \dots$) 也可以列表表示. 其性质为:

(1) 非负性 $0 \leq p_k \leq 1$; (2) 归一性 $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$.

2. 离散型随机变量的分布函数 $F(x) = \sum_{X_k \leq x} p_k$ 为阶梯函数, 它在 $x = x_k$ ($k=1, 2, \dots$) 处具有跳跃点,

其跳跃值为 $p_k = P\{X = x_k\}$.

3. 三种重要的离散型随机变量的分布

(1) $X \sim (0-1)$ 分布 $P\{X=1\} = p, P\{X=0\} = 1-p$ ($0 < p < 1$).

(2) $X \sim b(n, p)$ 参数为 n, p 的二项分布 $P\{X=k\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ($k=0, 1, 2, \dots, n$) ($0 < p < 1$)

(3) $X \sim \pi(\lambda)$ 参数为 λ 的泊松分布 $P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ ($k=0, 1, 2, \dots$) ($\lambda > 0$)

三. 连续型随机变量

1. 定义 如果随机变量 X 的分布函数 $F(x)$ 可以表示成某一非负函数 $f(x)$ 的积分

$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt, -\infty < x < \infty$, 则称 X 为连续型随机变量, 其中 $f(x)$ 称为 X 的概率密度(函数).

2. 概率密度的性质

- (1) 非负性 $f(x) \geq 0$; (2) 归一性 $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$;
 (3) $P\{x_1 < X \leq x_2\} = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$; (4) 若 $f(x)$ 在点 x 处连续, 则 $f(x) = F'(x)$.

注意: 连续型随机变量 X 取任一指定实数值 a 的概率为零, 即 $P\{X = a\} = 0$.

3. 三种重要的连续型随机变量的分布

- (1) $X \sim U(a, b)$ 区间 (a, b) 上的均匀分布 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a < x < b \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$.

- (2) X 服从参数为 θ 的指数分布. $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta} & \text{若 } x > 0 \\ 0 & \text{若 } x \leq 0 \end{cases} \quad (\theta > 0)$.

- (3) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 参数为 μ, σ 的正态分布 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad -\infty < x < \infty, \quad \sigma > 0$.

特别, $\mu=0, \sigma^2=1$ 时, 称 X 服从标准正态分布, 记为 $X \sim N(0, 1)$, 其概率密度

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad \text{标准正态分布函数 } \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt, \quad \Phi(-x) = 1 - \Phi(x) .$$

$$\text{若 } X \sim N((\mu, \sigma^2), \text{ 则 } Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1), \quad P\{x_1 < X \leq x_2\} = \Phi\left(\frac{x_2 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - \mu}{\sigma}\right) .$$

若 $P\{Z > z_\alpha\} = P\{Z < -z_\alpha\} = P\{|Z| > z_{\alpha/2}\} = \alpha$, 则点 $z_\alpha, -z_\alpha, \pm z_{\alpha/2}$ 分别称为标准正态分布的上, 下,

双侧 α 分位点. 注意: $\Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha, z_{1-\alpha} = -z_\alpha$.

四. 随机变量 X 的函数 $Y = g(X)$ 的分布

1. 离散型随机变量的函数

X	x_1	x_2	\cdots	x_k	\cdots
p_k	p_1	p_2	\cdots	p_k	\cdots
$Y = g(X)$	$g(x_1)$	$g(x_2)$	\cdots	$g(x_k)$	\cdots

若 $g(x_k) (k=1, 2, \cdots)$ 的值全不相等, 则由上表立得 $Y = g(X)$ 的分布律.

若 $g(x_k) (k=1, 2, \cdots)$ 的值有相等的, 则应将相等的值的概率相加, 才能得到 $Y = g(X)$ 的分布律.

2. 连续型随机变量的函数

若 X 的概率密度为 $f_X(x)$, 则求其函数 $Y=g(X)$ 的概率密度 $f_Y(y)$ 常用两种方法:

(1) 分布函数法 先求 Y 的分布函数 $F_Y(y)=P\{Y\leq y\}=P\{g(X)\leq y\}=\sum_k \int_{\Delta_k(y)} f_X(x) dx$

其中 $\Delta_k(y)$ 是与 $g(X)\leq y$ 对应的 X 的可能值 x 所在的区间(可能不只一个), 然后对 y 求导即得 $f_Y(y)=F_Y'(y)$.

(2) 公式法 若 $g(x)$ 处处可导, 且恒有 $g'(x)>0$ (或 $g'(x)<0$), 则 $Y=g(X)$ 是连续型随机变量, 其概率密度为
$$f_Y(y)=\begin{cases} f_X(h(y))|h'(y)| & \alpha < y < \beta \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

其中 $h(y)$ 是 $g(x)$ 的反函数, $\alpha=\min(g(-\infty), g(\infty))$ $\beta=\max(g(-\infty), g(\infty))$.

如果 $f(x)$ 在有限区间 $[a, b]$ 以外等于零, 则 $\alpha=\min(g(a), g(b))$ $\beta=\max(g(a), g(b))$.

第三章 二维随机变量及其概率分布

一. 二维随机变量与联合分布函数

1. 定义 若 X 和 Y 是定义在样本空间 S 上的两个随机变量, 则由它们所组成的向量 (X, Y) 称为二维随机向量或二维随机变量.

对任意实数 x, y , 二元函数 $F(x, y)=P\{X\leq x, Y\leq y\}$ 称为 (X, Y) 的 $(X$ 和 Y 的联合)分布函数.

2. 分布函数的性质

(1) $F(x, y)$ 分别关于 x 和 y 单调不减.

(2) $0\leq F(x, y)\leq 1$, $F(x, -\infty)=0$, $F(-\infty, y)=0$, $F(-\infty, -\infty)=0$, $F(\infty, \infty)=1$.

(3) $F(x, y)$ 关于每个变量都是右连续的, 即 $F(x+0, y)=F(x, y)$, $F(x, y+0)=F(x, y)$.

(4) 对于任意实数 $x_1 < x_2$, $y_1 < y_2$

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

二. 二维离散型随机变量及其联合分布律

1. 定义 若随机变量 (X, Y) 只能取有限对或可列无限多对值 (x_i, y_j) ($i, j=1, 2, \dots$) 称 (X, Y) 为二维离散型随机变量. 并称 $P\{X=x_i, Y=y_j\}=p_{ij}$ 为 (X, Y) 的联合分布律. 也可列表表示.

2. 性质 (1) 非负性 $0\leq p_{ij}\leq 1$. (2) 归一性 $\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$.

3. (X, Y) 的 $(X$ 和 Y 的联合)分布函数 $F(x, y) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} p_{ij}$

三.二维连续型随机变量及其联合概率密度

1.定义 如果存在非负的函数 $f(x,y)$,使对任意的 x 和 y ,有 $F(x,y)=\int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u,v)dudv$ 则称 (X,Y) 为二维连续型随机变量,称 $f(x,y)$ 为 (X,Y) 的 $(X$ 和 Y 的联合)概率密度.

2.性质 (1)非负性 $f(x,y) \geq 0$. (2)归一性 $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)dxdy = 1$.

(3)若 $f(x,y)$ 在点 (x,y) 连续,则 $f(x,y) = \frac{\partial^2 F(x,y)}{\partial x \partial y}$

(4)若 G 为 xoy 平面上一个区域,则 $P\{(x,y) \in G\} = \iint_G f(x,y)dxdy$.

四.边缘分布

1. (X,Y) 关于 X 的边缘分布函数 $F_X(x) = P\{X \leq x, Y < \infty\} = F(x, \infty)$.

(X,Y) 关于 Y 的边缘分布函数 $F_Y(y) = P\{X < \infty, Y \leq y\} = F(\infty, y)$

2.二维离散型随机变量 (X,Y)

关于 X 的边缘分布律 $P\{X = x_i\} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = p_{i\cdot}$ ($i=1,2,\cdots$) 归一性 $\sum_{i=1}^{\infty} p_{i\cdot} = 1$.

关于 Y 的边缘分布律 $P\{Y = y_j\} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij} = p_{\cdot j}$ ($j=1,2,\cdots$) 归一性 $\sum_{j=1}^{\infty} p_{\cdot j} = 1$.

3.二维连续型随机变量 (X,Y)

关于 X 的边缘概率密度 $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)dy$ 归一性 $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx = 1$

关于 Y 的边缘概率密度 $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y)dx$ 归一性 $\int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y)dy = 1$

五.相互独立的随机变量

1.定义 若对一切实数 x,y ,均有 $F(x,y) = F_X(x) F_Y(y)$,则称 X 和 Y 相互独立.

2.离散型随机变量 X 和 Y 相互独立 $\Leftrightarrow p_{ij} = p_{i\cdot} \cdot p_{\cdot j}$ ($i, j=1,2,\cdots$)对一切 x_i, y_j 成立.

3.连续型随机变量 X 和 Y 相互独立 $\Leftrightarrow f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$ 对 (X,Y) 所有可能取值 (x,y) 都成立.

六. 条件分布

1. 二维离散型随机变量的条件分布

定义 设 (X,Y) 是二维离散型随机变量,对于固定的 j ,若 $P\{Y=y_j\} > 0$,则称

$$= \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}, \quad 6$$

$$P\{X=x_i | Y=y_j\}$$

为在 $Y=y_j$ 条件下随机变量 X 的条件分布律.

同样,对于固定的 i ,若 $P\{X=x_i\}>0$,则称

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

为在 $X=x_i$ 条件下随机变量 Y 的条件分布律.

第四章 随机变量的数字特征

一.数学期望和方差的定义

随机变量 X	离散型随机变量	连续型随机变量
	分布律 $P\{X=x_i\}=p_i \ (i=1,2,\cdots)$	概率密度 $f(x)$
数学期望(均值) $E(X)$	$\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ (级数绝对收敛)	$\int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$ (积分绝对收敛)
方差 $D(X)=E\{[X-E(X)]^2\}$ $=E(X^2)-[E(X)]^2$	$\sum_{i=1}^{\infty} [x_i - E(X)]^2 p_i$ (级数绝对收敛)	$\int_{-\infty}^{\infty} [x - E(X)]^2 f(x) dx$ (积分绝对收敛)
函数数学期望 $E(Y)=E[g(X)]$	$\sum_{i=1}^{\infty} g(x_i) p_i$ (级数绝对收敛)	$\int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx$ (积分绝对收敛)
标准差 $\sigma(X)=\sqrt{D(X)}$.		

二.数学期望与方差的性质

1. c 为任意常数时, $E(c)=c$, $E(cX)=cE(X)$, $D(c)=0$, $D(cX)=c^2 D(X)$.
2. X, Y 为任意随机变量时, $E(X \pm Y)=E(X) \pm E(Y)$.
3. X 与 Y 相互独立时, $E(XY)=E(X)E(Y)$, $D(X \pm Y)=D(X)+D(Y)$.
4. $D(X)=0 \Leftrightarrow P\{X=C\}=1$, C 为常数.

三.六种重要分布的数学期望和方差

	$E(X)$	$D(X)$
1. $X \sim (0-1)$ 分布 $P\{X=1\}=p \ (0<p<1)$	p	$p(1-p)$

2. $X \sim b(n, p)$ ($0 < p < 1$)	np	$np(1-p)$
3. $X \sim \pi(\lambda)$	λ	λ
4. $X \sim U(a, b)$	$(a+b)/2$	$(b-a)^2/12$
5. X 服从参数为 θ 的指数分布	θ	θ^2
6. $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	μ	σ^2

四.矩的概念

随机变量 X 的 k 阶(原点)矩 $E(X^k)$ $k=1, 2, \dots$

随机变量 X 的 k 阶中心矩 $E\{[X-E(X)]^k\}$

随机变量 X 和 Y 的 $k+1$ 阶混合矩 $E(X^k Y^l)$ $l=1, 2, \dots$

随机变量 X 和 Y 的 $k+1$ 阶混合中心矩 $E\{[X-E(X)]^k [Y-E(Y)]^l\}$

第六章 样本和抽样分布

一.基本概念

总体 X 即随机变量 X ; 样本 X_1, X_2, \dots, X_n 是与总体同分布且相互独立的随机变量; 样本值 x_1, x_2, \dots, x_n 为实数; n 是样本容量.

统计量是指样本的不含任何未知参数的连续函数.如:

样本均值 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ 样本方差 $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 样本标准差 S

样本 k 阶矩 $A_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ ($k=1, 2, \dots$) 样本 k 阶中心矩 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^k$ ($k=1, 2, \dots$)

二.抽样分布 即统计量的分布

1. \bar{X} 的分布 不论总体 X 服从什么分布, $E(\bar{X}) = E(X)$, $D(\bar{X}) = D(X)/n$.

特别, 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$.

2. χ^2 分布 (1)定义 若 $X \sim N(0, 1)$, 则 $Y = \sum_{i=1}^n X_i^2 \sim \chi^2(n)$ 自由度为 n 的 χ^2 分布.

(2)性质 ①若 $Y \sim \chi^2(n)$, 则 $E(Y) = n$, $D(Y) = 2n$.

②若 $Y_1 \sim \chi^2(n_1)$ $Y_2 \sim \chi^2(n_2)$, 则 $Y_1 + Y_2 \sim \chi^2(n_1 + n_2)$.

③若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$, 且 \bar{X} 与 S^2 相互独立.

(3)分位点 若 $Y \sim \chi^2(n)$, $0 < \alpha < 1$, 则满足

$$P\{Y > \chi_{\alpha}^2(n)\} = P\{Y < \chi_{1-\alpha}^2(n)\} = P\{(Y > \chi_{\alpha/2}^2(n)) \cup (Y < \chi_{1-\alpha/2}^2(n))\} = \alpha$$

的点 $\chi_{\alpha}^2(n)$, $\chi_{1-\alpha}^2(n)$, $\chi_{\alpha/2}^2(n)$ 和 $\chi_{1-\alpha/2}^2(n)$ 分别称为 χ^2 分布的上、下、双侧 α 分位点.

3. t 分布

(1)定义 若 $X \sim N(0, 1)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 且 X, Y 相互独立, 则 $t = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$ 自由度为 n 的 t 分布.

(2)性质① $n \rightarrow \infty$ 时, t 分布的极限为标准正态分布.

$$\textcircled{2} X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ 时, } \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1).$$

③两个正态总体 相互独立的样本 样本均值 样本方差

$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \text{ 且 } \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \quad X_1, X_2, \dots, X_{n_1} \quad \bar{X} \quad S_1^2$$

$$Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \quad Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} \quad \bar{Y} \quad S_2^2$$

则 $\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$, 其中 $S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$

(3)分位点 若 $t \sim t(n)$, $0 < \alpha < 1$, 则满足

$$P\{t > t_{\alpha}(n)\} = P\{t < -t_{\alpha}(n)\} = P\{|t| > t_{\alpha/2}(n)\} = \alpha$$

的点 $t_{\alpha}(n)$, $-t_{\alpha}(n)$, $\pm t_{\alpha/2}(n)$ 分别称 t 分布的上、下、双侧 α 分位点.

注意: $t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$.

4.F 分布 (1)定义 若 $U \sim \chi^2(n_1)$, $V \sim \chi^2(n_2)$, 且 U, V 相互独立, 则 $F = \frac{U/n_1}{V/n_2} \sim F(n_1, n_2)$ 自由度为

(n_1, n_2) 的 F 分布.

$$(2) \text{性质(条件同 3.(2)③)} \quad \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1-1, n_2-1)$$

(3)分位点 若 $F \sim F(n_1, n_2)$, $0 < \alpha < 1$, 则满足

$$\begin{aligned}
 P\{F > F_{\alpha}(n_1, n_2)\} &= P\{F < F_{1-\alpha}(n_1, n_2)\} \\
 &= P\{(F > F_{\alpha/2}(n_1, n_2)) \cup (F < F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2))\} = \alpha
 \end{aligned}$$

的点 $F_{\alpha}(n_1, n_2), F_{1-\alpha}(n_1, n_2), F_{\alpha/2}(n_1, n_2)$ 和 $F_{1-\alpha/2}(n_1, n_2)$ 分别称为 F 分布的上、下、双侧 α

分位点. 注意: $F_{1-\alpha}(n_1, n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2, n_1)}$.

第七章 参数估计

一.点估计 总体 X 的分布中有 k 个待估参数 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$.

X_1, X_2, \dots, X_n 是 X 的一个样本, x_1, x_2, \dots, x_n 是样本值.

1.矩估计法

先求总体矩 $\begin{cases} \mu_1 = \mu_1(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \mu_2 = \mu_2(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \\ \dots \\ \mu_k = \mu_k(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) \end{cases}$ 解此方程组, 得到 $\begin{cases} \theta_1 = \theta_1(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \theta_2 = \theta_2(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \\ \dots \\ \theta_k = \theta_k(\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k) \end{cases}$

以样本矩 A_l 取代总体矩 μ_l ($l=1, 2, \dots, k$) 得到矩估计量 $\begin{cases} \hat{\theta}_1 = \theta_1(A_1, A_2, \dots, A_k) \\ \hat{\theta}_2 = \theta_2(A_1, A_2, \dots, A_k) \\ \dots \\ \hat{\theta}_k = \theta_k(A_1, A_2, \dots, A_k) \end{cases}$

若代入样本值则得到矩估计值.

2.最大似然估计法

若总体分布形式(可以是分布律或概率密度)为 $p(x, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$, 称样本 X_1, X_2, \dots, X_n 的联合分布 $L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k) = \prod_{i=1}^n p(x_i, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ 为似然函数. 取使似然函数达到最大值的

$\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_k$, 称为参数 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 的最大似然估计值, 代入样本得到最大似然估计量.

若 $L(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ 关于 $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ 可微, 则一般可由

似然方程组 $\frac{\partial L}{\partial \theta_i} = 0$ 或 对数似然方程组 $\frac{\partial \ln L}{\partial \theta_i} = 0$ ($i=1, 2, \dots, k$) 求出最大似然估计.

3.估计量的标准

(1) 无偏性 若 $E(\hat{\theta})=\theta$, 则估计量 $\hat{\theta}$ 称为参数 θ 的无偏估计量.

不论总体 X 服从什么分布, $E(\bar{X})=E(X)$, $E(S^2)=D(X)$, $E(A_k)=\mu_k=E(X^k)$, 即样本均值 \bar{X} , 样本方差 S^2 , 样本 k 阶矩 A_k 分别是总体均值 $E(X)$, 方差 $D(X)$, 总体 k 阶矩 μ_k 的无偏估计,

(2) 有效性 若 $E(\hat{\theta}_1)=E(\hat{\theta}_2)=\theta$, 而 $D(\hat{\theta}_1)<D(\hat{\theta}_2)$, 则称估计量 $\hat{\theta}_1$ 比 $\hat{\theta}_2$ 有效.

(3) 一致性(相合性) 若 $n \rightarrow \infty$ 时, $\hat{\theta} \xrightarrow{P} \theta$, 则称估计量 $\hat{\theta}$ 是参数 θ 的相合估计量.

二. 区间估计

1. 求参数 θ 的置信水平为 $1-\alpha$ 的双侧置信区间的步骤

(1) 寻找样本函数 $W=W(X_1, X_2, \dots, X_n, \theta)$, 其中只有一个待估参数 θ 未知, 且其分布完全确定.

(2) 利用双侧 α 分位点找出 W 的区间 (a, b) , 使 $P\{a < W < b\} = 1 - \alpha$.

(3) 由不等式 $a < W < b$ 解出 $\underline{\theta} < \theta < \bar{\theta}$ 则区间 $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$ 为所求.

2. 单个正态总体

待估参数	其它参数	W 及其分布	置信区间
μ	σ^2 已知	$\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{X} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2})$
μ	σ^2 未知	$\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$	$(\bar{X} \pm \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1))$
σ^2	μ 未知	$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	$(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{\alpha/2}^2(n-1)}, \frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\alpha/2}^2(n-1)})$

3. 两个正态总体

(1) 均值差 $\mu_1 - \mu_2$

其它参数	W 及其分布	置信区间
σ_1^2, σ_2^2 已知	$\frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$	$(\bar{X} - \bar{Y} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$

$$\begin{array}{l} \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \\ = \sigma^2 \\ \text{未知} \end{array} \quad \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \sim t_{(n_1+n_2-2)} \quad (\bar{X} - \bar{Y} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2) S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$$

其中 S_w 等符号的意义见第六章二. 3 (2)③.

(2) μ_1, μ_2 未知, $W = \frac{S_1^2/S_2^2}{\sigma_1^2/\sigma_2^2} \sim F_{(n_1-1, n_2-1)}$, 方差比 σ_1^2/σ_2^2 的置信区间为

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

注意: 对于单侧置信区间, 只需将以上所列的双侧置信区间中的上(下)限中的下标 $\alpha/2$ 改为 α , 另

外的下(上)限取为 $-\infty$ (∞) 即可.