概率论与数理统计

胡喜平

2019年12月28日

1 随机事件与概率

1.1 条件概率

有事件 A、B, $P(B) \neq 0$, 则 A 在 B 发生条件下的概率

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

事件 B 是发生的前提条件,也有

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

全概率公式 (p9)

$$P(B) = \sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)$$
 (1)

贝叶斯公式

$$P(A_i|B)P(B) = P(B|A_i)P(A_i)$$

将公式 1代入

$$P(A_i|B)\sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i) = P(B|A_i)P(A_i)$$

最终得到

$$P(A_i|B) = \frac{P(B|A_i)P(A_i)}{\sum_{i=1}^{n} P(B|A_i)P(A_i)}$$

1.2 随机变量的分布

1.2.1 离散型

一维分布列 其中 $\sum_i p_i = 1$,分布函数 $F(x) = P(X \le x)$

二维分布列 其中 $\sum_{i,j} p_{ij} = 1$

二项分布 $X \sim B(n,p)$ 共实验 n 次, 成功的概率是 p,分布列为

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

分布列先增后减,中心项 P(X = [(n+1)p]) 最大 当样本数量足够多的时候,二项分布可以近似认为是和它方差和均值相等的正态分布。

泊松分布 $X \sim P(\lambda)$ 当二项分布的 n 很大, p 很小时, 可近似为泊松分布

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

先增后减,中心项为 $P(X = [\lambda])$

超几何分布(略)p19

几何分布 分布列为

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

计算分布函数要用到等比数列的求和公式

1.2.2 连续型随机变量

一维随机变量概率密度与分布函数

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

$$F(+\infty) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dt = 1$$

二维随机变量概率密度与分布函数

$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$$
$$F(+\infty, +\infty) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(u,v) du dv = 1$$

边缘概率密度

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

二维随机变量求分布函数需要画图分区域讨论,详见: p39 例 3.4

均匀分布 $X \sim U(a,b)$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b \\ 0, &$$
其他

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x - a}{b - a}, & a \le x < b \\ 1, & x \ge b \end{cases}$$

指数分布 $X \sim E(\lambda)$

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

一维正态分布 $N \sim (\mu, \sigma^2)$

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

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}{2}} d\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$
(2)

定义标准正态分布 $N \sim (0,1)$ 的分布函数为

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

则方程 2可化为

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

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

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2} \right]}$$

其中 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$, 即边缘密度

$$f_x(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}$$

详见 p41

1.2.3 随机变量函数的分布

分布函数法 (详见 p28) 对于离散型随机变量,根据分布列求概率就可以。对于连续型,先根据概率求分布函数,再对分布函数求导,得到概率密度。

多维连续情形 (详见 p45)

- 和的分布
- 商的分布
- 最大值最小值分布

条件分布 根据公式 1.1,相似的,定义

$$f(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$$

为 X = x 时 Y 的条件密度

1.2.4 随机变量的独立性

离散型

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2) = P(X_1 = x_1)P(X_2 = x_2)$$

连续型

$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

2 数字特征

2.1 数学期望与方差

2.1.1 离散型

$$EX = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$$
$$DX = E(X - EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$$

2.1.2 连续型

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

2.2 不同分布的数学期望与方差

2.2.1 离散型

X	EX	DX
B(n,p)	np	np(1-p)
$P(\lambda)$	λ	λ

2.2.2 连续型

X	EX	DX
$N(\mu, \sigma^2)$	μ	σ^2
$E(\lambda)$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$
U(a,b)	$\frac{b-a}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$

2.3 切比雪夫不等式

$$P(|X - EX| \ge \varepsilon) \le \frac{DX}{\varepsilon^2}$$
 (3)

2.4 协方差

$$Cov(X,Y) = E[(X - EX)(Y - EY)] = E(XY) - EXEY$$

协方差的性质有

$$Cov(aX, bY) = abCov(X, Y)$$
$$Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$$

特别地

$$DX = Cov(X, X)$$

2.5 相关系数

$$\rho_{xy} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}}$$

不相关

$$\rho_{xy} = 0 \Rightarrow \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = 0 \Rightarrow \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - EXEY = 0 \Rightarrow E(XY) = EXEY$$

2.6 矩

k 阶原点矩 $\nu_k = EX^k$

k 阶原点绝对矩 $\alpha_k = E|X|^k$

k 阶中心矩 $\mu_k = E(X - EX)^k$

k 阶原点绝对矩 $\beta_k = E|X - EX|^k$

3 统计量的分布

3.1 统计量

均值
$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$$

方差
$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$

$$k$$
 阶原点矩 $A_k = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i^k$

$$k$$
 阶中心距 $B_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(X_i - \bar{X} \right)^2$

3.2 分布

 χ^2 分布 $X_n \sim N(0,1)$, $X_1 + \cdots + X_n$ 满足自由度为 n 的 χ^2 分布,该分布具有可加性。

$$t$$
 分布 $X_n \sim N\left(0,1\right)$, $Y \sim \chi^2(n)$, 则 $T = \frac{X}{\sqrt{Y/n}} \sim t(n)$

$$F$$
 分布 $X \sim \chi^2(n_1)$, $Y \sim \chi^2(n_2)$, 则 $F = \frac{X/n_1}{Y/n_2} \sim F(n_1, n_2)$

3.2.1 正态总体样本均值与方差满足的分布

均值
$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

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

推论 2
$$\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

方差
$$\frac{\sum\limits_{i=1}^{n}\left(X_{i}-\bar{X}\right)^{2}}{\sigma^{2}}=(n-1)\frac{S^{2}}{\sigma^{2}}\sim\chi^{2}(n-1)$$

4 参数估计

4.1 矩估计

• 求 EX 与 EX²

•
$$A_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = \bar{X}$$

•
$$A_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2$$

•
$$A_2 - A_1^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \tilde{S}^2$$

• 用上面的式子解出分布中的参数,消去 A_1 和 A_2

例子详见 p101

4.2 极大似然估计

- 根据概率密度用连乘的形式写出似然方程
- 对似然方程取对数, 求导判断参数取什么值的时候, 似然函数最大
- 如果参数取多个值的时候似然函数都能最大,则取最大值作为极大似然估计

详见 p103

4.3 无偏估计

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$
 是 σ^2 的无偏估计, $\tilde{S}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是 σ^2 的有偏估计

无偏估计 $E(\hat{\theta}) = \theta$

一致估计
$$\lim_{n \to \infty} P\left(\left|\hat{\theta} - \theta\right| \le \varepsilon\right) = 1$$
 注意运用切比雪夫不等式 3

4.4 区间估计(置信水平 $1-\alpha$)

4.4.1 均值 μ 的区间估计

已知
$$\sigma^2$$
, 由章节 3.2.1, 推论 1: $\left(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}\right)$

未知
$$\sigma^2$$
,由章节 **3.2.1**,推论 **2**: $\left(\bar{X}-\frac{S}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2},\bar{X}+\frac{S}{\sqrt{n}}u_{\alpha/2}\right)$

4.4.2 方差 σ 的区间估计

未知
$$\mu$$
, 由章节 **3.2.1**,方差满足的分布:
$$\left(\frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi^2_{\alpha/2}(n-1)}}, \frac{\sqrt{n-1}S}{\sqrt{\chi^2_{1-\alpha/2}(n-1)}}\right)$$

4.4.3 单侧置信区间

单侧置信下限 $\underline{\theta}$ $P(\theta > \underline{\theta}) = 1 - \alpha$

单侧置信上限 $\overline{\theta}$ $P(\theta < \overline{\theta}) = 1 - \alpha$