数字特征

数学期望

离散情况

设X有概率分布 $p_j=P$ $(X=x_j), j=0,1,\cdots$,如果 $\sum_{j=0}^\infty |x_j|p_j<\infty$,则称 X 的数学期望存在,并且称 $\mathrm{E}(X)=\sum_{j=0}^\infty x_jp_j$ 为X或分布 $\{p_j\}$ 的数学期望。

X的数学期望EX是其概率分布 $\{p_i\}$ 的重心。

连续情况

假设连续型随机变量X的概率密度为f(x),如果 $\int_{-\infty}^{\infty}|x|f(x)\mathrm{d}x<\infty$,则X的数学期望存在,并且称 $EX=\int_{-\infty}^{\infty}xf(x)\mathrm{d}x$ 为X或f(x)的数学期望。

常用的数学期望

- $@X \sim \mathcal{B}(n,p), EX = np;$
- $@X \sim \mathcal{P}(\lambda), EX = \lambda;$
- ③X服从几何分布: EX=1/p; (服从负二项分布? 求导求和)
- $\textcircled{a}X \sim \mathcal{E}(\lambda), EX = 1/\lambda_{\bullet}$
- ⑤ $X \sim N(0,1), EX^2 = 1$ 。 (常用的快速计算条件)

数学期望的性质

- (1) 若EX存在,且f(x)关于x=c对称,则EX=c;
- 推论: $X \sim N(\mu, \sigma^2), EX = \mu$; $X \sim \mathcal{U}(a,b) = (a+b)/2$ 。
 - (2) 如果 $P(X \geq 0) = 1$,即X是非负的,无论EX是否无穷,都可以直接计算EX。
 - (3) 设 $\mathrm{E}|X_j| < \infty (1 \leqslant j \leqslant n), c_0, c_1, \cdots, c_n$ 是常数,则

$$\mathrm{E}\left(c_{0}+c_{1}X_{1}+c_{2}X_{2}+\cdots+c_{n}X_{n}
ight)=c_{0}+c_{1}\mathrm{E}X_{1}+c_{2}\mathrm{E}X_{2}+\cdots+c_{n}\mathrm{E}X_{n}$$

(4) 如果 X_i 相互独立,则 $E(\prod X_i) = \prod EX_i$ 。

关于X的函数的数学期望

(1)
$$E(g(X)) = \int_R g(x)f(x)dx$$
;

(1.2)
$$E(g(X)) = \sum_{j=1}^{\infty} g(x_j) p_j, X \sim \{p_j | p_j = P(X=x_j), j \geq 1\}$$
 ,

(2)
$$E(h(X,Y))=\iint_{R^2}h(x,y)f(x,y)dxdy;$$

$$(2.2) \ \ \mathrm{E}h(X,Y) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} h\left(x_{i},y_{j}\right) p_{ij}, (X,Y) \sim \{p_{ij}|p_{ij} = P\left(X = x_{i},Y = y_{j}\right), i,j \geqslant 1\}$$

(3) 若
$$X\geq 0$$
,则 $EX=\int_{R^+}P(X>x)dx$ 。(对待非负随机变量计算 EX 的重要公式)

条件数学期望

(1)
$$E(Y|X=x)=E(Y|x)=\int_{R}yf(y|x)dy;$$

(2)
$$E(Y)=\int_R E(Y|x)f_{X=x}(x)dx$$
;

(3) EY=E[E(Y|X)],在求E(Y|X)时,先设X=x,在E(Y|x)中把x换成X即可得到。

方差

定义

设 $\mu=\mathrm{E}X$,如果 $\mathrm{E}(X-\mu)^2<\infty$,则称 $\sigma^2=\mathrm{E}(X-\mu)^2$ 为 X 的方差,记做 $\mathrm{Var}(X)$ 或 σ_X^2 。称 $\sigma_X=\sqrt{\mathrm{Var}(X)}$ 为 X 的标准差。

当
$$X$$
 有离散分布 $p_j=P\left(X=x_j\right), j\geq 1$ 时, $\operatorname{Var}(X)=\operatorname{E}(X-\mu)^2=\sum_{i=1}^{\infty}\left(x_j-\mu\right)^2p_j$ 。

当
$$X$$
 有概率密度 $f(x)$ 时, $\mathrm{Var}(X) = \mathrm{E}(X-\mu)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^2 f(x) \mathrm{d}x$.

上面两个计算公式不重要,重要的这个计算公式: $DX = EX^2 - (EX)^2$ 。

常用的方差

- $\textcircled{1}X \sim \mathcal{B}(n,p), DX = npq;$
- $@X \sim \mathcal{P}(\lambda), DX = \lambda;$
- ③X服从几何分布: $DX = q/p^2$; (服从负二项分布?)
- $(X \sim \mathcal{E}(\lambda), DX = 1/\lambda^2;$
- $\Im X \sim \mathcal{U}(a,b), DX = (b-a)^2/12;$
- $@X \sim N(\mu, \sigma^2), DX = \sigma^2.$

如果要用求导求和等方法直接求 EX^2 不方便,可以先求E[X(X-1)]。

方差的性质

设 a,b,c 是常数, $EX=\mu, \mathrm{Var}(X)<\infty, \mu_j=EX_j$, $\mathrm{Var}\left(X_j\right)<\infty (1\leqslant j\leqslant n)$,则

- (1) $\operatorname{Var}(a+bX) = b^2 \operatorname{Var}(X);$
- (2) $Var(X) = E(X \mu)^2 < E(X c)^2$, 只要常数 $c \neq \mu$;
- (3) Var(X) = 0 的充分必要条件是 $P(X = \mu) = 1$;
- (4) 当 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立时,

$$\operatorname{Var}\left(\sum_{j=1}^{n}X_{j}
ight)=\sum_{j=1}^{n}\operatorname{Var}\left(X_{j}
ight)$$

上面的性质多少都反映了Var(X)的定义:偏离 $x=\mu$ 的程度。

推论: $D(\bar{X}) = D(\frac{1}{n} \sum X_j) = \frac{1}{n^2} D(\sum X_j) = \frac{1}{n} D(X)$ 。 (在后面参数估计中会用到)

说明:测量n次取平均值,方差降低n倍,说明只要测量仪器没有系统误差,测量精度总可以通过多次测量取平均来改进。

标准化随机变量

设
$$\sigma^2=\mathrm{Var}(X)<\infty, Y=rac{X-\mathrm{E}X}{\sigma}$$
, 则 $\mathrm{E}Y=0, \mathrm{Var}(Y)=rac{1}{\sigma^2}\mathrm{Var}(X-\mathrm{E}X)=1.$

这时称Y是X的标准化。特别地,当 $X\sim N(\mu,\sigma^2), Y\sim N(0,1)$ 。

协方差和相关系数

定义

为了研究随机变量 X,Y 的关系,引入协方差和相关系数的定义。设 $\sigma_X=\sqrt{\sigma_{XX}},\sigma_Y=\sqrt{\sigma_{YY}}$ 分别是 X,Y 的标准差。设 $\mu_X=\mathrm{E}X,\mu_Y=\mathrm{E}Y.$

(1) 当 σ_X , σ_Y 存在时,称

$$\mathrm{E}\left[\left(X-\mu_{X}\right)\left(Y-\mu_{Y}\right)\right]$$

为随机变量 X,Y 的协方差,记做 $\mathrm{Cov}(X,Y)$ 或 σ_{XY} 。当 $\mathrm{Cov}(X,Y)=0$ 时,称 X,Y **不相关**。

独立一定不相关,但是不相关不一定独立,这里说的不相关是不线性相关。尽管不线性相关,他们之间可能还有其他的非线性关系。

(2) 当 $0 < \sigma_X \sigma_Y < \infty$, 称

$$ho_{XY} = rac{\sigma_{XY}}{\sigma_{X}\sigma_{Y}}$$

为 X,Y 的相关系数。相关系数 ρ_{XY} 也常用 $\rho(X,Y)$ 表示。

协方差计算的常用公式

$$\sigma_{XY} = E(XY) - (EX)(EY)$$

协方差矩阵

称随机向量 (X_1,X_2) 的协方差 $\sigma_{ij}=\operatorname{Cov}\left(X_i,X_j\right)$ 构成的矩阵

$$oldsymbol{\Sigma} = egin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

为 $m{X}$ 的协方差矩阵。因为 $\sigma_{ij}=\sigma_{ji}$,所以协方差矩阵 $m{\Sigma}$ 是对称矩阵。

正态分布参数计算

设 Y_1,Y_2 独立都服从标准正态分布, $ad-bc \neq 0$ 和

$$\left\{egin{aligned} X_1 &= aY_1 + bY_2 + \mu_1 \ X_2 &= cY_1 + dY_2 + \mu_2 \end{aligned}
ight.$$

则 Cov(X,Y) = ac + bd.

$$(X_1,X_2)\sim N\left(\mu_1,\mu_2;\sigma_1^2,\sigma_2^2;
ho
ight)$$

其中

$$\sigma_{1}^{2}=a^{2}+b^{2},\sigma_{2}^{2}=c^{2}+d^{2},
ho=\left(ac+bd
ight)/\left(\sigma_{1}\sigma_{2}
ight).$$

定理:如果 $(X_1,X_2)\sim N\left(\mu_1,\mu_2;\sigma_1^2,\sigma_2^2;
ho
ight)$,则 X_1,X_2 独立的充要条件是 X_1,X_2 不相关。

矩

设 X 为随机变量,c 为常数,k 为正整数。则 $E\left[(X-c)^k\right]$ 称为 X 关于 c 点的 k 阶**矩**。

比较重要的有两种情况:

- (1) c=0, 这时 $lpha_k=E\left(X^k\right)$ 称为 X 的 k 阶原点矩。
- (2) c=E(X), 这时 $\mu_k=E\left[(X-EX)^k\right]$ 称为 X 的 k 阶中心矩。

一阶原点矩就是期望,一阶中心矩 $\mu_1=0$;二阶中心矩 μ_2 就是 X 的方差 ${
m Var}(X)$ 。在统计学上,高于四阶的矩极少使用,三、四阶矩有些应用,但也不很多。