

Chap 4 随机变量的数字特征

1 期望

- 定义(期望)

$$E(X) = \begin{cases} \sum_i x_i f(x_i) \\ \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx \end{cases}$$

- 注

- 存在 \Leftrightarrow 绝对收敛;
- (Lebesgue-Stieltjes 积分) 一般定义: $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x dF$;
- 集中趋势的一种刻画;
- $E((X_1, \dots, X_n)) := (E(X_1), \dots, E(X_n))$.

- 性质

- $E(g(X_1, \dots, X_n)) = \begin{cases} \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n} g(x_1, \dots, x_n) f(x_1, \dots, x_n) \\ \int_{\mathbb{R}^n} g(x_1, \dots, x_n) f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \end{cases}$
- (线性性质) $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$;
- 若 X_1, \dots, X_n 独立, 则 $E(X_1 \cdots X_n) = E(X_1) \cdots E(X_n)$.

2 分位数

- 定义(中位数) X 连续, 若 $P(X \leq m) = \frac{1}{2}$, 则称 m 为 X 的中位数.

- 注

- $F(m) = \frac{1}{2}$;
- $P(X < m) = \frac{1}{2} = P(X > m)$;
- 中位数不一定唯一.

- 定义(中位数) 若 $P(X < m) \leq \frac{1}{2}$ 且 $P(X > m) \leq \frac{1}{2}$, 则称 m 为 X 的中位数.

- 定义(下侧 α -分位数)

$\forall \alpha \in (0, 1)$, 若 $P(X < a) \leq \alpha$ 且 $P(X > a) \leq 1 - \alpha$, 称 a 为 X 的下侧 α -分位数.

- 注

- 若 X 连续, 则 $P(X < a) = \alpha$;
- $F^{-1}(\alpha) = \inf\{x \mid F(x) \geq \alpha\}$ 为一个 α 分位数.

- 注
 - 中位数也是集中趋势的一种刻画;
 - 众数 (方便定义: $f(x)$ 的最大值点).

3 方差

- 定义(方差与标准差) 给出定义:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &:= E((X - E(X))^2) = E(X^2) - E^2(X); \\ \text{SD}(X) &:= \sqrt{\text{Var}(X)}. \end{aligned}$$

- 注 刻画了数据的集中程度.
- 性质
 - $\text{Var}(c) \equiv 0$;
 - $\text{Var}(X + c) \equiv \text{Var}(X)$;
 - $\text{Var}(cX) \equiv c^2 \text{Var}(X)$;
 - $\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + 2E((X - E(X))(Y - E(Y)))$.
- 注 定义变异系数 $\frac{\sigma}{\mu}$.

4 协方差与相关系数

- 定义(协方差)

$$\text{Cov}(X, Y) := E((X - \mu_1)(Y - \mu_2)).$$

- 注
 - $\text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$;
 - $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$;
 - $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - \mu_1\mu_2 = E(XY) - E(X)E(Y)$;
 - $\text{Cov}(aX_1 + bX_2 + c, Y) = a\text{Cov}(X_1, Y) + b\text{Cov}(X_2, Y)$.
- 定义(协方差矩阵) 对 $\bar{X} = (X_1, \dots, X_n), \bar{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)$. 我们有协方差矩阵

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\bar{X}, \bar{Y}) &= (\text{Cov}(\bar{X}_i, \bar{Y}_j))_{n \times n} \\ &= E((\bar{X} - E(\bar{X}))^T (\bar{Y} - E(\bar{Y}))). \end{aligned}$$

- 注 方差矩阵:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\bar{X}) &= \text{Cov}(\bar{X}, \bar{X}) \\ &= (\text{Cov}(\bar{X}_i, \bar{X}_j))_{n \times n} \\ &= (\sigma_{ij})_{n \times n}. \end{aligned}$$

- 定义(相关系数)

$$\text{Corr}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_1 \sigma_2} = E\left(\frac{X - \mu_1}{\sigma_1} \cdot \frac{Y - \mu_2}{\sigma_2}\right).$$

● 定理

- 若 X, Y 独立, 则 $\text{Corr}(X, Y) = 0$, 称为 X, Y 不相关.
- 联合正态的特殊情况, 不相关可推出独立.
- $|\text{Corr}(X, Y)| \leq 1$, 等号成立当且仅当 $\exists a, b$ 使得 $P(Y = aX + b) = 1$.

● 证明 给出引理 Schwartz 不等式:

$$E^2(UV) \leq E(U^2)E(V^2).$$

取等当且仅当 $\exists c \in \mathbb{R}$ 使得 $U = cV$. 取 $U = \frac{X - \mu_1}{\sigma_1}, V = \frac{Y - \mu_2}{\sigma_2}$.

● 注

- $\rho := \text{Corr}(X, Y) = \pm 1$, 则 $a = \pm \frac{\sigma_2}{\sigma_1}$;
- $\rho := \text{Corr}(X, Y) = 0$ (不相关) \nRightarrow 独立;
如 $X \sim N(0, 1), Y = X^2$ 不相关但是不独立.
- 相关系数为线性相关系数.

● 例 $(X_1, X_2) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则

$$\rho = \text{Corr}(X_1, X_2).$$

5 矩

● 定义(矩) 称

$$E((X - c)^k) (k = 1, 2, \dots)$$

为 X 关于 c 点的 k 阶矩. 特别地, $c = 0$ 对应原点矩, $c = \mu$ 对应中心矩.

● 注

- $E(X) = 1$ 阶原点矩, $0 \equiv 1$ 阶中心矩;
- $\text{Var}(X) = 2$ 阶中心矩;

● 定义(偏度系数)

$$\text{Skew}(X) = \frac{E((X - \mu)^3)}{\sigma^3} = E\left(\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^3\right).$$

称为 3 阶标准矩.

● 注

- $0 \equiv 1$ 阶标准矩, $1 \equiv 2$ 阶标准矩.

- $Skew(X) < 0$ 表示负偏, $Skew(X) > 0$ 表示正偏, 刻画非对称程度;
- 相比于 5 阶及以上的奇数阶矩, 3 阶矩的计算相对简单, 噪声影响较小;
- 不是唯一的刻画偏度的特征数.

- 定义(峰度系数)

$$Kurt(X) = \frac{E((X - \mu)^4)}{\sigma^4} = E\left(\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^4\right).$$

称为 4 阶标准矩.

- 注

- 正态分布的峰度 $\equiv 3$, 超额峰度 $:= Kurt(X) - 3$;
- $Kurt(X) > 3 \leftrightarrow$ 尖峰厚尾;
- 没有一个数字特征能完美刻画尾部形.

6 矩母函数

- 定义(矩母函数)

若 $M_X(t) = E(e^{tX})$ 在 $t = 0$ 的某个邻域内存在, 则称 $M_X(t)$ 为 X 的矩母函数. 否则称 X 的矩母函数 MGF 不存在.

- 例 $X \sim Exp(\lambda)$.

- 解答

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) \\ &= \int_0^\infty e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{\lambda}{\lambda - t}, t < \lambda. \end{aligned}$$

- 例 $X \sim N(0, 1)$.

- 解答

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{tx} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \\ &= e^{\frac{t^2}{2}}, t \in \mathbb{R}. \end{aligned}$$

- 性质

- $M_X(0) \equiv 1$;
- $Y = aX + b$, 则 $M_Y(t) = E(e^{t(aX+b)}) = e^{tb} M_X(at)$.

- 例 $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$.

- 解答

$$\begin{aligned}M_Y(t) &= e^{t\mu} M_X(\sigma t) \\&= e^{\frac{\sigma^2 t^2}{2} + \mu t}, t \in \mathbb{R}.\end{aligned}$$

- 性质(矩母函数确定矩)

$$E(X^n) = M_X^{(n)}(0).$$

- 证明

$$M_X^{(n)}(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{M_X^{(n)}(0)}{n!} t^n.$$

又因为

$$\begin{aligned}M_X(t) &= E(e^{tX}) \\&= E\left(\sum_{n=0}^{\infty} \frac{X^n}{n!} t^n\right) \\&= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{E(X^n)}{n!} t^n.\end{aligned}$$

比较系数即得.

- 例 $X \sim N(0, 1)$.

- 解答

$$\begin{aligned}M_X(t) &= E(e^{tX}) \\&= e^{\frac{t^2}{2}}, t \in \mathbb{R} \\&= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\frac{t^2}{2})^n}{n!} \\&= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(2n)!}{2^n n!} \cdot \frac{t^{2n}}{(2n)!}\end{aligned}$$

可得

$$\begin{cases} E(X^{2n+1}) \equiv 0, \\ E(X^{2n}) = \frac{(2n)!}{2^n n!}. \end{cases}$$

- 性质(矩母函数确定分布)

若 $\exists a > 0$, 使得 $M_X(t) = M_Y(t), \forall t \in (-a, a)$, 则 X, Y 同分布.

- 例 $M_X(t) = \frac{1}{4}e^{-t} + \frac{1}{2} + \frac{1}{8}e^{4t} + \frac{1}{8}e^{5t}$.

- 解答 X 离散, 设 $P(X = k) = p_k$, 我们有

$$M_X(t) = E(e^{tX}) = \sum_k e^{tk} p_k.$$

可得分布

$$P(X = -1) = \frac{1}{4};$$

$$P(X = 0) = \frac{1}{2};$$

$$P(X = 4) = \frac{1}{8};$$

$$P(X = 5) = \frac{1}{8}.$$

• 例 $f_1(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi x}} e^{-\frac{(\ln x)^2}{2}}, x > 0, f_2(x) = f_1(x) + f_1(x) \sin(2\pi \ln x).$

• 解答 注意到

$$\begin{aligned} E(X_2^n) &= E(X_1^n) + \int_0^\infty x^n f_1(x) \sin(2\pi \ln x) dx \\ &= 0 \text{ (令 } y = \ln x - n \text{)} \end{aligned}$$

这是一个同矩不同分布的例子.

• 性质(独立随机变量和的分布)

若 X, Y 独立, 则 $M_{X+Y}(t) = M_X(t)M_Y(t).$

• 证明 注意到

$$\begin{aligned} M_{X+Y}(t) &= E(e^{t(X+Y)}) \\ &= E(e^{tX} e^{tY}) \\ &= E(e^{tX}) E(e^{tY}) \\ &= M_X(t) M_Y(t). \end{aligned}$$

• 例 X_1, X_2, \dots, X_n 独立正态, 则 $X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 正态.

• 解答 考察 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$, 其中 $i = 1, 2$. 那么

$$M_{X+Y}(t) = M_X(t)M_Y(t) = e^{\frac{1}{2}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) + (\mu_1 + \mu_2)t}.$$

进而得到

$$X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2).$$

• 注

- 若 N 为有限数;
- 若 N 为随机变量, 与 X_i 独立.

• 注

- (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 MGF 为:

$$M_{(X_1, X_2, \dots, X_n)}(t_1, t_2, \dots, t_n) = E(e^{t_1 X_1 + t_2 X_2 + \dots + t_n X_n}).$$

- 特征函数

$$E(e^{itX}), i^2 = -1.$$

7 条件期望

- 定义(条件期望)

$$E(Y | X \in A) = \begin{cases} \sum y_i P(Y = y_i | X \in A) \\ \int_{-\infty}^{\infty} y f(y | X \in A) dy \end{cases}$$

$$E(Y | x) = \begin{cases} \sum y_i P(Y = y_i | X = x) \\ \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y | x) dy \end{cases}$$

我们称 $E(Y | X)$ 为新的随机变量 $h(X)$, 是 Y 对 X 的回归函数.

- 例 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则 $E(Y | X) = \mu_2 + \rho \frac{\sigma_2}{\sigma_1} (X - \mu_1)$.
- 例 甲乙两种同类产品, 评价使用寿命为 10 年, 15 年, 市场占有率为 60%, 40%. 随机购买一件产品, 求期望寿命?
- 解答 为 $10 \times 60\% + 15 \times 40\% = 12$ 年.

若记 X 为产品类型, Y 为产品寿命, 则上式可写成

$$\begin{aligned} E(Y) &= 12 \\ &= 10 \times 60\% + 15 \times 40\% \\ &= E(Y | X = 1)P(X = 1) + E(Y | X = 2)P(X = 2) \\ &= E[E(Y | X)]. \end{aligned}$$

不同取值分层平均并加权.

- 定义(全期望公式)

$$E(Y) = E[E(Y | X)].$$

- 证明 以连续型为例:

$$\begin{aligned} E(Y | x) &= \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y | x) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} y \frac{f(x, y)}{f_X(x)} dy \end{aligned}$$

从而有

$$\begin{aligned} E[E(Y | X)] &= \int_{-\infty}^{\infty} E(Y | x) f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f(x, y) dy dx \\ &= E(Y). \end{aligned}$$

- 注 一般地, $E[g(X, Y)] = E[E(g(X, Y) | X)]$.

- 定理(均方最优预测)

$$E[(Y - g(X))^2] \geq E[(Y - h(X))^2] = E[(Y - E(Y | X))^2]$$

称为均方误差 **MSE** 下的最优预测.

- 证明

$$E[(Y - c)^2] \geq E[(Y - E(Y))^2].$$

因此

$$E[(Y - g(X))^2 | X] \geq E[(Y - E(Y | X))^2 | X].$$

两边对 X 取均值, 可得

$$E[(Y - g(X))^2] \geq E[(Y - E(Y | X))^2].$$

- 注

- $E(Y | X)$ 依赖 (X, Y) 的联合分布 (不易获取);
- 转而求最优线性预测:

$$\min_{a, b} E[(Y - (aX + b))^2] \text{ (最小二乘法)}$$