

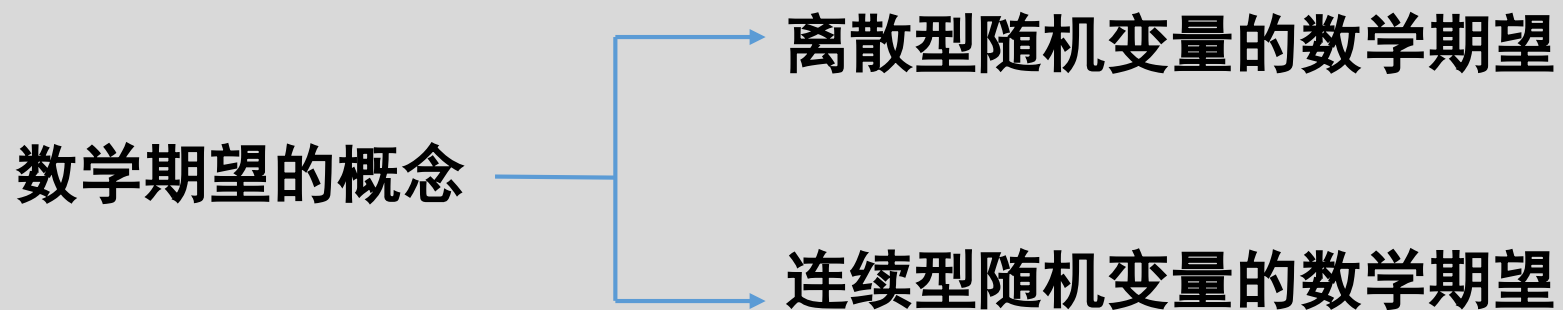
随机变量的数字特征

数学期望

方差

协方差与相关系数

数学期望



数学期望

引例1 设某射击手在同样的条件下, 瞄准靶子相继射击90次,
(命中的环数是一个随机变量). 射中次数记录如下

命中环数 k	0	1	2	3	4	5
命中次数 n_k	2	13	15	10	20	30
频率 $\frac{n_k}{n}$	$\frac{2}{90}$	$\frac{13}{90}$	$\frac{15}{90}$	$\frac{10}{90}$	$\frac{20}{90}$	$\frac{30}{90}$

试问: 该射手平均命中靶多少环?

命中环数 k	0	1	2	3	4	5
命中次数 n_k	2	13	15	10	20	30
频率 $\frac{n_k}{n}$	$\frac{2}{90}$	$\frac{13}{90}$	$\frac{15}{90}$	$\frac{10}{90}$	$\frac{20}{90}$	$\frac{30}{90}$

解: 平均射中环数 =
$$\frac{0 \times 2 + 1 \times 13 + 2 \times 15 + 3 \times 10 + 4 \times 20 + 5 \times 30}{90}$$

$$= \sum_{k=0}^5 k \frac{n_k}{n} = 3.37$$

“平均射中环数” 等于射中环数的可能值与其概率之积的累加

$$\boxed{\text{平均射中环数}} = \sum_{k=0}^5 k \boxed{\frac{n_k}{n}}$$

随机波动 频率随机波动

“平均射中环数” 的稳定值 = ?

$$\sum_{k=0}^5 k \frac{n_k}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^5 k p_k$$

随机波动 稳定值

离散型随机变量的数学期望

引例2 设甲乙二人赌技相同，各出赌金100元，约定先胜三局者为胜，可以取得全部200元。现在甲胜2局乙胜1局的情形下赌局中止，问赌本该如何分？

解：如果继续赌局，设 A_i : 甲在第 i 局胜，则 $P(A_i) = \frac{1}{2}, i = 1, 2$.

$$\text{甲胜的概率 } p = P(A_1 + \bar{A}_1 A_2) = P(A_1) + P(\bar{A}_1 A_2) = \frac{1}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

设甲得到的数目为 X	X	200	0
	p	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{4}$

$$\text{甲“期望”得到的数目为 } 200 \times \frac{3}{4} + 0 \times \frac{1}{4} = 150$$

离散型随机变量的数学期望

定义 设离散型随机变量 X 的分布律为

X	x_1	x_2	\cdots	x_n	\cdots
p	p_1	p_2	\cdots	p_n	\cdots

则当 $\sum_{n \geq 1} |x_n| p_n < \infty$ 时, 称 X 的数学期望存在, 并称 $\sum_{n \geq 1} x_n p_n$

为 X 的数学期望, 简称期望, 记为 $E(X)$, 即 $E(X) = \sum_{n \geq 1} x_n p_n$.

如果 $\sum_{n \geq 1} |x_n| p_n = \infty$, 则称 X 的数学期望不存在.

离散型随机变量的数学期望

- $E(X)$ 是一个实数, 而非变量, 它是一种加权平均, 与一般的平均值不同, 它从本质上体现了随机变量 X , 取可能值的真正的平均值, 也称均值.

$$\text{“平均射中环数”} = \sum_{k=0}^5 k p_k$$

X	200	0
p	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{4}$

甲 “期望” 得到的数目为 $200 \times \frac{3}{4} + 0 \times \frac{1}{4} = 150$

当 $\sum_{n \geq 1} |x_n| p_n < \infty$ 时, X 的数学期望存在

- 级数的绝对收敛性保证了级数 $\sum_{n \geq 1} x_n p_n$ 不随级数各项次序的改变而改变, 之所以这样要求是因为数学期望是反映随机变量 X 取可能值的平均值, 它不应随可能值的排列次序而改变.

离散型随机变量的数学期望

例1. 设随机变量 X 取 $x_k = (-1)^k \frac{2^k}{k}$ 的概率为 $p_k = \frac{1}{2^k}, k = 1, 2, \dots$

则
$$\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k = \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k \frac{1}{k} = -\ln 2$$

但
$$\sum_{k=1}^{\infty} |x_k| p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} \quad \text{发散}$$

故 X 的数学期望不存在。

离散型随机变量的数学期望

例2 计算二项分布的数学期望.

解: 设 $X \sim B(n, p)$, 则 $E(X) = \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$

$$= \sum_{k=0}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$\begin{aligned} [p + (1-p)]^{n-1} &= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} (1-p)^{n-k} \\ &= np \end{aligned}$$

若 $X \sim B(n, p)$, 则 $E(X) = np$

特例 若 $Y \sim B(1, p)$, 即

$$Y \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}$$

则 $E(Y) = p = P(Y = 1)$

离散型随机变量的数学期望

例3 计算泊松分布的数学期望.

解: 设 $X \sim P(\lambda)$, 则

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k-1)!}$$

$$= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!}$$

$$e^{\lambda} \leftarrow = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = \lambda$$

连续型随机变量的数学期望

定义 设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$. 如果

$$\int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x) dx < \infty$$

则称 X 的数学期望存在, 并称 $\int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$ 为 X 的数学期望,

简称期望, 记为 $E(X)$, 即

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

如果 $\int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x) dx = \infty$, 则称 X 的数学期望不存在.

连续型随机变量的数学期望

例4 计算均匀分布的数学期望.

解：设 $X \sim U(a, b)$, 则

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

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) \, dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} \, dx = \frac{a+b}{2}$$

连续型随机变量的数学期望

例5 计算指数分布的数学期望.

解: 设 $X \sim E(\lambda)$, 则

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) \, dx = \int_0^{\infty} \lambda x e^{-\lambda x} \, dx = \frac{1}{\lambda}$$

连续型随机变量的数学期望

例6 计算正态分布的数学期望.

解: 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, x \in \mathbb{R}$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$t = \frac{x - \mu}{\sigma}$$
$$dx = \sigma dt$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma t + \mu) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

\downarrow
0

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \sigma t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \mu \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \mu$$

连续型随机变量的数学期望

例7 若随机变量 X 的概率密度为 $p(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2}, -\infty < x < \infty$

问随机变量 X 的数学期望 $E(X)$ 是否存在。

解: $\int_{-\infty}^{\infty} xp(x) dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{x}{1+x^2} dx = 0$ 所以 $E(X) = 0$. **错!**

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} |x|p(x) dx &= \int_{-\infty}^{\infty} |x| \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2} dx = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} \frac{x}{1+x^2} dx \\ &= \frac{1}{\pi} \ln(1+x^2) \Big|_0^{\infty} = \infty \quad \text{所以 } E(X) \text{ 不存在!} \end{aligned}$$

小结

数学期望的概念

离散型随机变量的数学期望

$$\sum_{n \geq 1} |x_n| p_n < \infty$$



$$E(X) = \sum_{n \geq 1} x_n p_n$$

连续型随机变量的数学期望

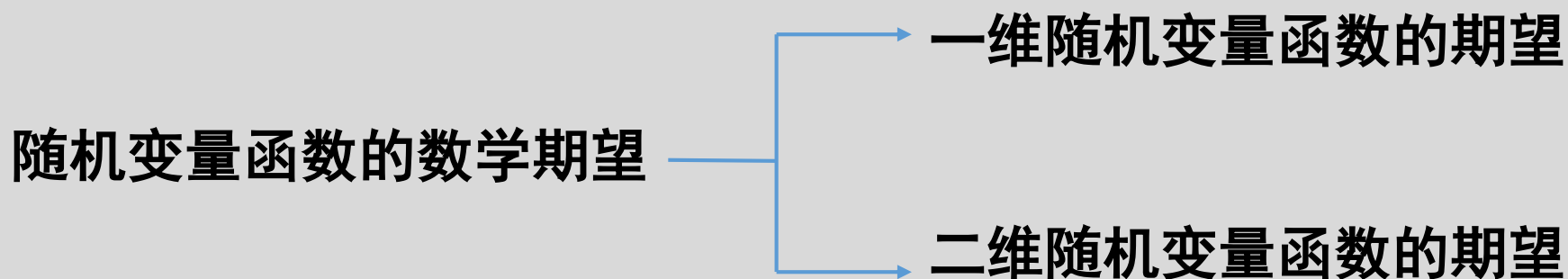
$$\int_{-\infty}^{\infty} |x| f(x) dx < \infty$$



$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

数学期望

设 X 是随机变量， $g(x)$ 为(分段)连续的函数，求 $Y = g(X)$ 的数学期望



设 (X, Y) 是一个二维随机变量， $g(x, y)$ 为一个(分块)连续的二元函数，

求 $Z = g(X, Y)$ 的数学期望

一维随机变量函数的数学期望

定理1. 设 X 是随机变量, $g(x)$ 为(分段)连续或(分段)单调函数, 令 $Y = g(X)$,

(1) 若离散型随机变量 X 的分布律为 $P(X = x_k) = p_k, k = 1, 2, \dots$

则当 $\sum_{k \geq 1} |g(x_k)| p_k < \infty$ 时, $Y = g(X)$ 的数学期望存在, 且有

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{k \geq 1} g(x_k) p_k .$$

一维随机变量函数的数学期望

(2) 设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$, 若

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(x)| f(x) \mathrm{d}x < \infty,$$

则 $Y = g(X)$ 的数学期望存在, 且有

$$E(Y) = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) \mathrm{d}x$$

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) \, dx$$

例1. 已知随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 求 $E(X^2)$, $E(X^3)$, $E(X^4)$.

解: 设 $X \sim N(0, 1)$, 则 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, x \in \mathbb{R}$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = - \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x \, de^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\boxed{\lim_{x \rightarrow \infty} x e^{-\frac{x^2}{2}} = \lim_{x \rightarrow -\infty} x e^{-\frac{x^2}{2}} = 0} \rightarrow = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1$$

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) \, dx$$

例1. 已知随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 求 $E(X^2)$, $E(X^3)$, $E(X^4)$.

$$E(X^3) = \int_{-\infty}^{\infty} x^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \, dx = 0$$

奇函数在对称区间上的积分等于0

$$E(X^4) = \int_{-\infty}^{\infty} x^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \, dx = - \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^3 \, de^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$= 3 \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \, dx = 3E(X^2) = 3$$

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x) \, dx$$

例2 设随机变量 X 的概率密度 $f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$ 求 $E[\min(|X|, 1)]$.

解:
$$E[\min(|X|, 1)] = \int_{-\infty}^{\infty} \min(|x|, 1) \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx$$

$$= \int_{-1}^1 \frac{|x|}{\pi(1+x^2)} dx + \int_{|x|>1} \frac{1}{\pi(1+x^2)} dx$$

$$= \int_0^1 \frac{2x}{\pi(1+x^2)} dx + \int_1^{\infty} \frac{2}{\pi(1+x^2)} dx = \frac{\ln 2}{\pi} + \frac{1}{2}$$

一维随机变量函数的数学期望

- 积分转化法 设随机变量 X 的概率密度为 $f_X(x)$, $g(x)$ 是(分段)连续或

(分段)单调函数, $Y = g(X)$, 如果对任何有界连续函数 $h(x)$, 成立

$$\int_{-\infty}^{\infty} h[g(x)] f_X(x) dx = \int_{\alpha}^{\beta} h(y) p(y) dy$$

$$E(h[g(X)])$$

(其中 $-\infty \leq \alpha < \beta \leq \infty$), 则 $Y = g(X)$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} P(y), & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

一维随机变量函数的数学期望

$$E(h[g(X)]) = \int_{-\infty}^{\infty} h[g(x)]f_X(x)dx = \int_{\alpha}^{\beta} h(y)p(y)dy + \int_{(-\infty, \infty)/[\alpha, \beta]} h(y)0dy$$

$$Y = g(X)$$

$$y = g(x)$$

$$E[h(Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} h(y)f_Y(y)dy = \int_{(-\infty, \infty)/[\alpha, \beta]} h(y)f_Y(y)dy + \int_{\alpha}^{\beta} h(y)f_Y(y)dy$$

待证

$$f_Y(y) = \begin{cases} P(y), & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

二维随机变量函数的数学期望

(1) 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为

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

再设 $g(x, y)$ 为(分块)连续函数, 令 $Z = g(X, Y)$, 则当

$\sum_{i \geq 1} \sum_{j \geq 1} |g(x_i, y_j)| p_{ij} < \infty$ 时, Z 的数学期望存在,

且有 $E(Z) = E[g(X, Y)] = \sum_{i \geq 1} \sum_{j \geq 1} g(x_i, y_j) p_{ij}.$

二维随机变量函数的数学期望

(2) 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$,

再设 $g(x, y)$ 为(分块)连续函数,令 $Z = g(X, Y)$, 若

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |g(x, y)| f(x, y) \, dx < \infty$$

则 Z 的数学期望存在, 且有

$$E(Z) = E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) \, dx dy$$

$$E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$$

例3. 设随机变量 X, Y 相互独立, 且均服从标准正态分布, 求 $E(\sqrt{X^2 + Y^2})$

$$\text{解: } E(\sqrt{X^2 + Y^2}) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \sqrt{x^2 + y^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dx dy$$

$$x = \rho \cos \theta$$

$$y = \rho \sin \theta$$

$$dx dy = \rho d\rho d\theta$$

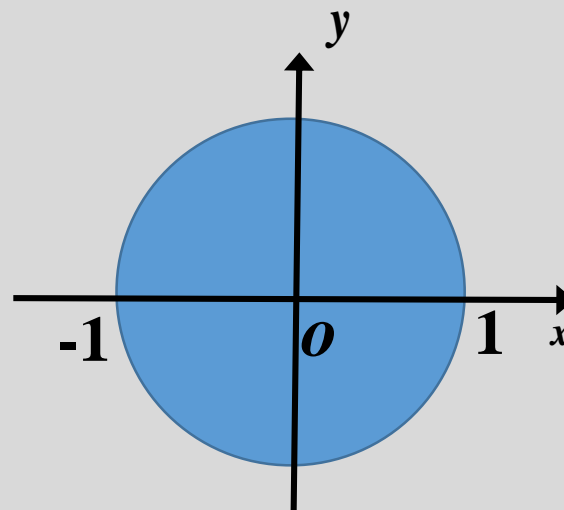
$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \sqrt{x^2 + y^2} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} dx dy$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} \rho e^{-\frac{\rho^2}{2}} \rho d\rho d\theta = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} \rho^2 e^{-\frac{\rho^2}{2}} d\rho d\theta = \frac{\sqrt{2\pi}}{2}$$

二维随机变量函数的数学期望

例4. 设 (X, Y) 服从单位圆 $D = \{(x, y): x^2 + y^2 \leq 1\}$ 上的均匀分布, 试求 $E(X)$

$$\text{解: } f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, y) \, dx dy = \iint_{x^2 + y^2 \leq 1} \frac{x}{\pi} \, dx dy = 0$$

$$E(Z) = E[g(X, Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) \, dx dy$$

记 $g(X, Y) = X$, 则

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, y) \, dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} x \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy \right) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx$$

记 $g(X, Y) = h(X)$, 则

$$E(h(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) f(x, y) \, dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} h(x) \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy \right) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} h(x) f_X(x) dx$$

数学期望

随机变量函数的数学期望 (特殊情形)

(特殊情形) 一维随机变量函数的期望

二维随机变量函数的期望 (一般情形)

离散型随机变量函数的期望

连续型随机变量函数的期望

数学期望的性质

1. 设随机变量 X 的数学期望存在, C 是常数, 则 CX 的期望也存在, 且

$$E(CX) = CE(X)$$

2. 设 $n \geq 2, X_1, X_2, \dots, X_n$ 是数学期望存在的随机变量, 则有

$X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 的数学期望也存在, 且

$$E(X_1 + \dots + X_n) = E(X_1) + \dots + E(X_n)$$

$$E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2)$$

$$E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2)$$

证明：设二维连续型随机变量 (X_1, X_2) 的联合密度为 $f(x, y)$ ，则

$$\begin{aligned} E(X_1 + X_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x + y) f(x, y) \, dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{\infty} x f(x, y) \, dy \right) dx + \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{\infty} y f(x, y) \, dx \right) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dy \right) dx + \int_{-\infty}^{\infty} y \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) \, dx \right) dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X_1}(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} y f_{X_2}(y) dy = E(X_1) + E(X_2) \end{aligned}$$

数学期望的性质

3. 设随机变量 X, Y 的数学期望存在, 若 $X \leq Y$, 则有 $E(X) \leq E(Y)$.

4. 设 a, b 是常数, X 是一个随机变量,

若 $a \leq X \leq b$, 则 X 的数学期望存在, 且 $a \leq E(X) \leq b$.

5. 设 $n \geq 2, X_1, X_2, \dots, X_n$ 是随机变量, 其数学期望均存在.

若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则乘积 $X_1 X_2 \cdots X_n$ 的数学期望存在, 且

$$E(X_1 \cdots X_n) = E(X_1) \cdots E(X_n).$$

X_1, X_2 相互独立且数学期望存在 $\implies E(X_1 X_2) = E(X_1) E(X_2)$

证明：设随机变量 X_1, X_2 相互独立，其联合概率密度为 $f_{X_1}(x)f_{X_2}(y)$

$$\begin{aligned} E(X_1 X_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X_1}(x) f_{X_2}(y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X_1}(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y f_{X_2}(y) dy = E(X_1) E(X_2) \end{aligned}$$

数学期望的性质

6. 设随机变量 X 的数学期望存在, 则 $|E(X)| \leq E(|X|)$.

证明: 因为 $-|X| \leq X \leq |X|$, 由期望的单调性有

$$E(-|X|) \leq E(X) \leq E(|X|),$$

即: $-E(|X|) \leq E(X) \leq E(|X|),$

故: $|E(X)| \leq E(|X|)$

数学期望的性质

7. (马尔可夫不等式) 设随机变量 X 的数学期望存在, 则对任何 $c > 0$,

$$P(|X| \geq c) \leq \frac{E(|X|)}{c}$$

分析: $P(|X| \geq c) \leq \frac{E(|X|)}{c} \iff P\left(\frac{|X|}{c} \geq 1\right) \leq E\left(\frac{|X|}{c}\right)$

$$P(|X| \geq c) \leq \frac{E(|X|)}{c}$$

证： 令随机变量

$$Y = \begin{cases} 1, & \frac{|X|}{c} \geq 1 \\ 0, & 0 \leq \frac{|X|}{c} < 1 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \frac{|X|}{c} \geq Y \Rightarrow E\left(\frac{|X|}{c}\right) \geq E(Y) = P(Y = 1) = P\left(\frac{|X|}{c} \geq 1\right)$$

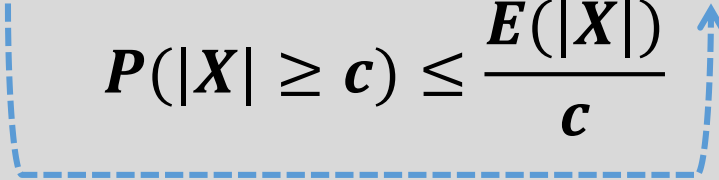
$$\Rightarrow P(|X| \geq c) \leq \frac{E(|X|)}{c}$$


数学期望的性质

8. 若 $E(|X|) = 0$, 则 $P(X = 0) = 1$.

证: $P(X = 0) = P(|X| = 0) = 1 - P(|X| > 0)$

$$P(|X| > 0) = P\left(\sum_{n=1}^{\infty} \left\{|X| \geq \frac{1}{n}\right\}\right) \leq \sum_{n=1}^{\infty} P\left\{|X| \geq \frac{1}{n}\right\} \leq \sum_{n=1}^{\infty} \frac{E(|X|)}{\frac{1}{n}} = 0$$


$$P(|X| \geq c) \leq \frac{E(|X|)}{c}$$


$$P(X = 0) = 1$$

$$E(X_1 + \cdots + X_n) = E(X_1) + \cdots + E(X_n)$$

例1 计算二项分布的数学期望.

解: 设 $X \sim B(n, p)$. 在 n 重伯努利试验中, 令

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{若事件} A \text{在第} k \text{次试验中发生} \\ 0, & \text{若事件} A \text{在第} k \text{次试验中不发生} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n$$

$$\implies E(X_k) = P(A) = p, \quad X = \sum_{k=1}^n X_k \implies E(X) = np$$

数学期望的性质

例2 设有 n 把看上去相同的钥匙，其中一把能将把门上的锁打开，用它们去试开门上的锁，设取到每只钥匙是等可能的，若每把钥匙试开一次后除去，使用下面两种方法求试开次数 X 的数学期望（1）写出 X 的分布律；（2）不写出 X 的分布律.

数学期望的性质

解法一：写出试开次数 X 的分布律，求 X 的数学期望

设 A_k 表示第 k 次取到的钥匙能打开门上的锁， $k = 1, \dots, n$ ，则

$$\begin{aligned} P(X = k) &= P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_{k-1} A_k) \\ &= P(A_k | \bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_{k-1}) P(\bar{A}_{k-1} | \bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_{k-2}) \dots p(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) p(\bar{A}_1) \\ &= \frac{1}{n - k + 1} \cdot \frac{n - k + 1}{n - k + 2} \dots \frac{n - 2}{n - 1} \cdot \frac{n - 1}{n} = \frac{1}{n} \end{aligned}$$

$$E(X) = \sum_{k=1}^n k P(X = k) = \sum_{k=1}^n k \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n k = \frac{n + 1}{2}$$

数学期望的性质

解法二：不写出试开次数 X 的分布律，求 X 的数学期望

$$\text{令 } X_k = \begin{cases} 1, & \text{前 } k \text{ 次都没有打开门上的锁} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}$$

$$k = 1, 2, \dots, n-1$$

$$\Rightarrow X = 1 + \sum_{k=1}^{n-1} X_k$$

数学期望的性质

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{前}k\text{次都没有打开门上的锁} \\ 0, & \text{否则} \end{cases} \quad k = 1, 2, \dots, n-1$$

$$\begin{aligned} E(X_k) &= P(X_k = 1) = P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_k) = P(\bar{A}_k | \bar{A}_1 \bar{A}_2 \dots \bar{A}_{k-1}) \dots p(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) p(\bar{A}_1) \\ &= \frac{n-k}{n-k+1} \dots \frac{n-2}{n-1} \cdot \frac{n-1}{n} = \frac{n-k}{n} \end{aligned}$$

$$E(X) = 1 + \sum_{k=1}^{n-1} E(X_k) = 1 + \sum_{k=1}^{n-1} \frac{n-k}{n} = \frac{n+1}{2}$$

数学期望的计算方法

利用概率分布求数学期望

—— 随机变量的数学期望的定义

—— 随机变量函数的数学期望

利用性质求数学期望

$$E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{k=1}^n E(X_k)$$

数学期望

