



第四章

张小玲 安徽大学物质科学与信息技术研究院



第四章 随机变 量的数 字特征

第一节 数学期望

第二节 方差

第三节 协方差与相关系数

第四节 矩与协方差矩阵



第一节 数学期望

- 一、离散型随机变量的数学期望
- 二、连续型随机变量的数学期望
- 三、随机变量的函数的数学期望
- 四、多维随机变量的函数的数学期望
- 五、数学期望的性质



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

1. 定义

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

若 $\sum_{k=1}^{+\infty} |x_k| p_k < +\infty$, 则称 $\sum_{k=1}^{+\infty} x_k p_k$ 为随机变量 X 的**数学期望**, 简称**期望或均值**, 记为 **$E(X)$** , 即

$$E(X) = \sum_{k=1}^{+\infty} x_k p_k.$$



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

关于定义的几点说明

- (1) $E(X)$ 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.
- (2) **级数的绝对收敛性**保证了级数的和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.
- (3) 随机变量的数学期望由概率分布唯一确定, 不同于变量的算术平均值.



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

例4.1.2 彩票发行的例子：发行彩票100万张，每张5元。设头等奖5个，奖金各31.5万；二等奖95个，奖金各5000元；三等奖900个，奖金各300元；四等奖9000个，奖金各20元。

解 以 X 记一张彩票的奖金额，分布律为

X	315000	5000	300	20	0
P	$\frac{5}{1000000}$	$\frac{95}{1000000}$	$\frac{900}{1000000}$	$\frac{9000}{1000000}$	$\frac{990000}{1000000}$

因此每张彩票中奖期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= 315000 \times \frac{5}{1000000} + 5000 \times \frac{95}{1000000} + 300 \times \frac{900}{1000000} + 20 \times \frac{9000}{1000000} \\ &= 2.5 \text{元} \end{aligned}$$

彩票中奖与否是随机的，但彩票的平均所得是可以计算出的



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

2. 常见的离散型随机变量的数学期望

1 0-1分布 设 X 服从参数为 p 的0-1分布, 求 $E(X)$.

解 X 的分布律为

$$p_k = P\{X = k\} = p^k(1-p)^{1-k} \quad k = 0, 1. (0 < p < 1)$$

$$\text{因此 } E(X) = 0 \times (1-p) + 1 \times p = p$$



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

2 二项分布 设 $X \sim B(n, p)$, 求 $E(X)$.

解 X 的分布律为 $p_k = P\{X = k\} = C_n^k p^k q^{n-k}$,

$$k = 0, 1, 2, \dots, n, q = 1 - p.$$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^n k p_k = \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k q^{n-k} \\ &= np \sum_{k=1}^n C_{n-1}^{k-1} p^{k-1} q^{(n-1)-(k-1)} \\ &= np(p + q)^{n-1} \\ &= np \end{aligned}$$



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

3 泊松分布 设 $X \sim P(\lambda)$, 求 $E(X)$.

解 X 的分布律为

$$p_k = P\{X = k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad k = 0, 1, \dots$$

$$\begin{aligned} \text{因此 } E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k p_k = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{l=0}^{\infty} \frac{\lambda^l}{l!} \\ &= \lambda \end{aligned}$$



4.1.1 离散型随机变量的数学期望

4 几何分布 设 $X \sim G(p)$, 求 $E(X)$.

解 X 的分布律为 $p_k = P\{X = k\} = q^{k-1}p$, $k = 1, 2, \dots, q = 1 - p$.

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{\infty} kp_k = \sum_{k=1}^{\infty} kq^{k-1}p = p \sum_{k=1}^{\infty} kq^{k-1} \\ &= p \sum_{k=1}^{\infty} (x^k)' \big|_{x=q} = p \left(\sum_{k=1}^{\infty} x^k \right)' \big|_{x=q} \\ &= p \left(\frac{1}{1-x} \right)' \big|_{x=q} = p \frac{1}{(1-q)^2} = \frac{1}{p} \end{aligned}$$



4.1.2 连续型随机变量的数学期望

3. 连续型随机变量数学期望的定义

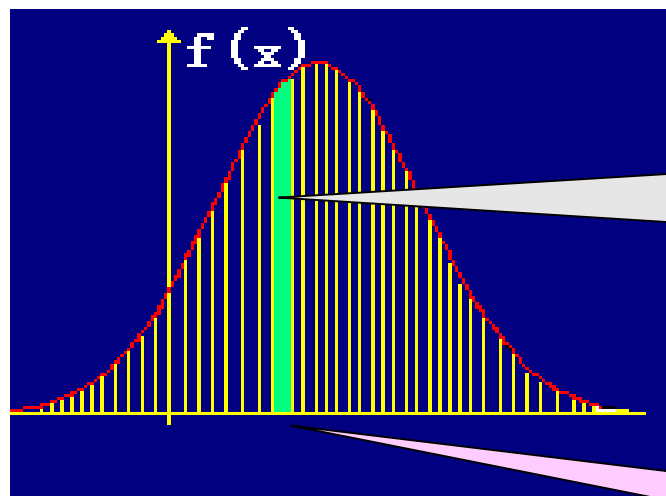
设连续型随机变量 X 的密度函数为 $f(x)$.若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx$

绝对收敛, 则称此积分值为 X 的**数学期望**, 简称为**期望**或**均值**,

记为

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx.$$

$$\begin{aligned} & \int_{x_i}^{x_{i+1}} f(x) dx \\ & \approx f(x_i) (x_{i+1} - x_i) \\ & = f(x_i) \Delta x_i \end{aligned}$$



The shadow area is
approximately
 $f(x_i)\Delta x_i$

Small interval $[x_i, x_{i+1})$



4.1.2 连续型随机变量的数学期望

4. 常见的连续型随机变量的数学期望

1 均匀分布 设 $X \sim U(a, b)$, 求 $E(X)$.

解 X 的数学期望为

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}$$

均匀分布的数学期望位于区间 (a, b) 的中点



4.1.2 连续型随机变量的数学期望

2 指数分布 设 $X \sim E(\lambda)$, 求 $E(X)$.

解 X 的数学期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$



4.1.2 连续型随机变量的数学期望

3 正态分布 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $E(X)$.

解 X 的数学期望为

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

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

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

$N(\mu, \sigma^2)$ 中的参数 μ 正是它的数学期望



4.1.2 连续型随机变量的数学期望

4 Γ 分布 设 $X \sim \Gamma(r, \lambda)$, 求 $E(X)$.

解 X 的数学期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^{+\infty} x \cdot \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} x^{r-1} e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\Gamma(r)} \int_0^{+\infty} (\lambda x)^r e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda \Gamma(r)} \int_0^{+\infty} x^r e^{-x} dx = \frac{\Gamma(r+1)}{\lambda \Gamma(r)} = \frac{r}{\lambda} \end{aligned}$$

5 对数正态分布 设 $X \sim LN(\mu, \sigma^2)$, 则数学期望 $E(X)$ 为

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

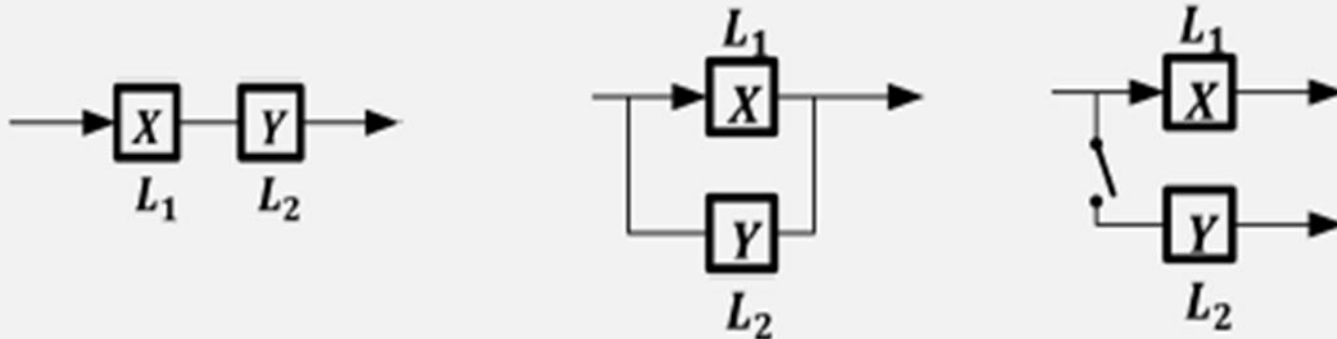


The Mathematical Expectation of Continuous Random Variables

Example 3: Assuming that a system L has three connection modes, and its life Z is a random variable, it is now known that the probability densities of the respective lifespans of these three connection modes are:

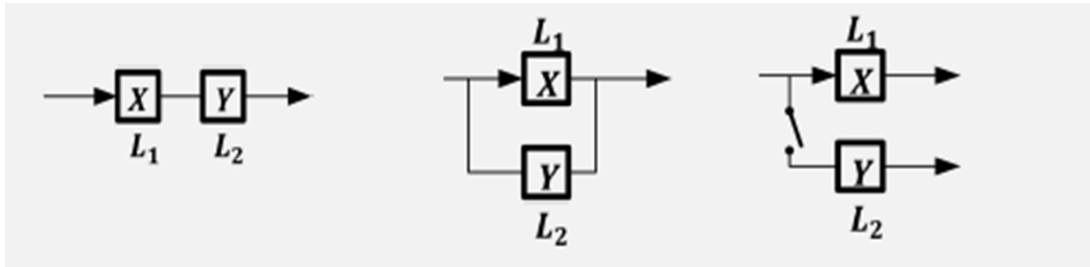
$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

其中 $\alpha > 0, \beta > 0$ 且 $\alpha \neq \beta$. 试分别就以上三种联接方式写出 L 的寿命 Z 的密度函数.





The Mathematical Expectation of Continuous Random Variables



$$(\alpha > 0, \beta > 0)$$

Z₁ (series):

$$f_{\min} = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

Z₂ (parallel)

$$f_{\max} = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

Z₃ (spare)

$$f(z) = \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{\beta - \alpha} [e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}] & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

Find: Which of the connection methods has the longest average life?



The Mathematical Expectation of Continuous Random Variables

Answer: According to the meaning of the question, when $z > 0$, the mathematical expectations are:

$$f_{\min} = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha+\beta)z} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

$$E(Z_1) = (\alpha + \beta) \int_0^{+\infty} ze^{-(\alpha+\beta)z} dz = \frac{1}{\alpha + \beta}$$



The Mathematical Expectation of Continuous Random Variables

Answer: According to the meaning of the question, when $z > 0$, the mathematical expectations are:

$$f_{max} = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta) e^{-(\alpha + \beta)z} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(Z_2) &= \int_0^{+\infty} z \alpha e^{-\alpha z} dz + \int_0^{+\infty} z \beta e^{-\beta z} dz - \int_0^{+\infty} z (\alpha + \beta) e^{-(\alpha + \beta)z} dz \\ &= \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{\beta} - \frac{1}{\alpha + \beta} \end{aligned}$$



The Mathematical Expectation of Continuous Random Variables

Answer: According to the meaning of the question, when $z > 0$, the mathematical expectations are:

$$f(z) = \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{\beta - \alpha} [e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}] & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

$$E(Z_3) = \int_0^{+\infty} z \left[\frac{\alpha\beta}{\alpha - \beta} (e^{-\beta z} - e^{-\alpha z}) \right] dz = \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{\beta}$$

$$\text{Obviously: } E(Z_3) > E(Z_2), E(Z_2) - E(Z_1) = \frac{\alpha^2 + \beta^2}{\alpha\beta(\alpha + \beta)} > 0$$

Therefore, Z_3 has the longest lifespan in the spare connection mode.



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

一维随机变量函数的数学期望

问题

已知随机变量 X 的分布，如何求随机变量 X 的函数 $Y = g(X)$ 的数学期望？

思路

先利用 X 的分布求出 $Y = g(X)$ 的分布，然后根据数学期望的定义求出 Y 的数学期望。然而在一定条件下，可以直接利用 X 的分布直接求 $Y = g(X)$ 的数学期望，而不必先求 $Y = g(X)$ 的分布。



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

定理4.1.1 设 X 是随机变量, $Y = g(X)$ 是 X 的函数

(1) 设 X 是**离散型随机变量**, 且分布律为 $P(X = x_i) = p_i, i = 1, 2, \dots$

若级数 $\sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p_i$ 绝对收敛, 则随机变量 $Y = g(X)$ 的数学期望为

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p_i$$



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

例 设离散随机变量 X 的概率分布为

X	x_1	x_2	\cdots	x_n	\cdots
$p(x_i)$	$p(x_1)$	$p(x_2)$	\cdots	$p(x_n)$	\cdots

则随机变量 $Y = g(X)$ 的概率分布

Y	$g(x_1)$	$g(x_2)$	\cdots	$g(x_n)$	\cdots
$p(y)$	$p(x_1)$	$p(x_2)$	\cdots	$p(x_n)$	\cdots

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p(x_i)$$



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

例4.1.5 设随机变量 X 的密度函数为
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2}, & 0 \leq x \leq \pi, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$
 对 X 独立重复观察4次, Y 表示观察值大于 $\frac{\pi}{3}$ 的次数, 求 Y^2 的数学期望.

解 由题意
$$P\left(X > \frac{\pi}{3}\right) = \int_{\frac{\pi}{3}}^{\pi} \frac{1}{2} \cos \frac{x}{2} dx = 1 - \sin \frac{\pi}{6} = 0.5$$

故 Y 的分布律为

$$P(X = k) = C_4^k 0.5^k 0.5^{4-k} = C_4^k 0.5^4 \quad k = 0, 1, 2, 3, 4.$$

根据定理4.1.1

$$E(Y^2) = \sum_{k=0}^4 k^2 C_4^k 0.5^4 = 5$$

也可以先利用 Y 的分布求出 Y^2 的分布, 然后根据数学期望的定义求出 Y^2 的数学期望。



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

定理4.1.2 设 X 是随机变量, $Y = g(X)$ 是 X 的函数

(2) 设**连续型随机变量** X 密度函数为 $f(x)$.若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$ 绝对收敛, 则随机变量 $Y = g(X)$ 的数学期望为

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



4.1.3 随机变量的函数的数学期望

例4.1.6 设随机变量 X 的密度函数为 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi}, & 0 \leq x \leq 2\pi, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$

求 $Y = |\sin X|$ 的数学期望.

解 根据定理4.1.1 $E(Y) = E[g(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$

$$E(Y) = E|\sin X|$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} |\sin x| f(x) dx$$

$$= \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} |\sin x| dx$$

$$= \frac{1}{2\pi} \left[\int_0^{\pi} \sin x dx - \int_{\pi}^{2\pi} \sin x dx \right] = \frac{2}{\pi}$$



4.1.4 多维随机变量的函数的数学期望

多维随机变量函数的数学期望

问题

已知多维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布，如何求多维随机变量的函数
 $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的数学期望？

常规思路

利用多维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布，求出多维随机变量的函数
 $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的分布，然后根据定义求出 Z 的数学期望？

新方法

直接利用 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布求 $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ 的数学期望



4.1.4 多维随机变量的函数的数学期望

定理4.1.3 设 (X, Y) 是二维随机变量, $Z = g(X, Y)$ 是 (X, Y) 的函数

(1) 设 (X, Y) 是**二维离散型随机变量**, 且分布律为

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

若级数 $\sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$ 绝对收敛, 则随机变量 $Z = g(X, Y)$ 的数学期望为

$$E(Z) = E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$$

$$E(X) = \sum_i \sum_j x_i p_{ij} = \sum_i x_i p_{i\cdot}$$

$$E(Y) = \sum_i \sum_j y_j p_{ij} = \sum_j y_j p_{\cdot j}$$



4.1.4 多维随机变量的函数的数学期望

例. 设二维离散型随机变量 (X, Y) 具有如下分布律:

X	Y		
	-1	0	1
0	1/6	1/4	1/6
1	1/8	1/6	1/8

设 $Z = \sin[\pi(X + Y)/2]$, 求 $E(Z)$.

解
$$E(Z) = E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$$

$$E(Z) = E \sin[\pi(X + Y)/2]$$

$$\begin{aligned} &= \sin\left[\frac{\pi(0-1)}{2}\right] \times \frac{1}{6} + \sin\left[\frac{\pi(0+0)}{2}\right] \times \frac{1}{4} + \sin\left[\frac{\pi(0+1)}{2}\right] \times \frac{1}{6} \\ &\quad + \sin\left[\frac{\pi(1-1)}{2}\right] \times \frac{1}{8} + \sin\left[\frac{\pi(1+0)}{2}\right] \times \frac{1}{6} + \sin\left[\frac{\pi(1+1)}{2}\right] \times \frac{1}{8} = \frac{1}{6} \end{aligned}$$



4.1.4 多维随机变量的函数的数学期望

定理4.1.4 设 (X, Y) 是二维随机变量, $Z = g(X, Y)$ 是 (X, Y) 的函数

(2) 设 (X, Y) 是连续型随机变量, 密度函数为 $f(x, y)$. 若积分

$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$ 绝对收敛, 则随机变量 $Z = g(X, Y)$ 的数学期望为

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

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

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



4.1.4 多维随机变量的函数的数学期望

例4.1.9 在长为 a 的线段上任取两个点 X 和 Y , 求此两点间的平均距离。

解 由题意知, X 和 Y 都服从 $(0, a)$ 上的均匀分布, 且 X 和 Y 相互独立, 所以 (X, Y) 的联合密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{a^2}, & 0 < x < a, 0 < y < a, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

令 $Z=|x-y|$

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

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

$$= \int_0^a \int_0^a \frac{1}{a^2} |x - y| dx dy$$

$$= \frac{1}{a^2} \int_0^a dx \left[\int_0^x (x - y) dy + \int_x^a (y - x) dy \right] = \frac{a}{3}$$



4.1.5 数学期望的性质

性质1 设 C 为常数, 则 $E(C) = C$.

性质2 设 X 为一个随机变量, C 为常数, 则 $E(CX) = CE(X)$.

性质3 设 X, Y 为任意的两个随机变量, 则 $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

性质4 设 X, Y 为两个相互独立的随机变量, 则有 $E(XY) = E(X)E(Y)$.

性质3和4可以推广到有限个随机变量的和及积的情况

性质3推广 一般地, 设 X_1, X_2, \dots, X_n 为 n 个随机变量, 则 $E(X_1 + X_2 + \dots +$

性质4推广 若随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则 $E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n E(X_i)$.



4.1.5 数学期望的性质

性质1 设 C 为常数, 则 $E(C) = C$.

证明 $E(X) = E(c) = 1 \times c = c$.

性质2 设 X 为一个随机变量, C 为常数, 则 $E(CX) = CE(X)$.

证明
$$\begin{aligned} E(cX) &= \sum_k cx_k p_k \\ &= c \sum_k x_k p_k \\ &= cE(X). \end{aligned}$$



4.1.5 数学期望的性质

性质3 设 X, Y 为任意的两个随机变量，则 $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

证明1: (离散型随机变量的情况)

$$E(X + Y) = \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^{+\infty} (x_i + y_j) p_{ij} = \sum_{i=1}^{+\infty} x_i p_{i.} + \sum_{j=1}^{+\infty} y_j p_{.j} = E(X) + E(Y).$$



4.1.5 数学期望的性质

性质3 设 X, Y 为任意的两个随机变量, 则 $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$.

证明2: (连续型随机变量的情况) 设 (X, Y) 的联合密度函数为 $f(x, y)$, 边缘密度函数为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 根据定理4.1.2

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

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



4.1.5 数学期望的性质

性质4 设 X, Y 为两个相互独立的随机变量, 则有 $E(XY) = E(X)E(Y)$.

性质4推广 若随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则 $E\left(\prod_{i=1}^n X_i\right) = \prod_{i=1}^n E(X_i)$.

证明: (连续型随机变量的情况) 设 (X, Y) 的联合密度函数为 $f(x, y)$, 边缘密度函数为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$, 若 X, Y 相互独立,

$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y)dxdy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf_X(x)f_Y(y)dxdy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x)dx \int_{-\infty}^{+\infty} yf_Y(y)dy = E(X)E(Y) \end{aligned}$$



4.1 随机变量的数学期望

小结

1. 数学期望是一个实数, 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**.

2. 数学期望的性质:

$$\left\{ \begin{array}{l} 1^0 \quad E(C) = C; \\ 2^0 \quad E(CX) = CE(X); \\ 3^0 \quad E(X + Y) = E(X) + E(Y); \\ 4^0 \quad X, Y \text{ 独立} \Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y). \end{array} \right.$$



4.1 随机变量的数学期望

小结

3. 常见离散型随机变量的数学期望

分布	分布律	$E(X)$
(0-1)分布 $X \sim B(1, p)$	$P\{X = k\} = p^k (1 - p)^{1-k}$ $k=0, 1$	p
二项分布 $X \sim B(n, p)$	$P\{X = k\} = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$ $k=0, 1, 2, \dots, n$	np
泊松分布 $X \sim P(\lambda)$	$P\{X=k\} = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ $k=0, 1, 2, \dots$	λ
几何分布	$P\{X=k\} = (1 - p)^{k-1} p$ $k=1, 2, \dots$	$\frac{1}{p}$



4.1 随机变量的数学期望

小结

4.常见连续型随机变量的数学期望

分布名称	概率密度	$E(X)$
均匀分布 $X \sim U[a, b]$	$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b] \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$
正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	μ
指数分布 $X \sim E(\lambda)$	$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ $(\lambda > 0)$	$\frac{1}{\lambda}$



4.1 随机变量的数学期望

小结

5. 随机变量函数的数学期望

定理4.1.1 设 X 是随机变量, $Y = g(X)$ 是 X 的函数

(1) 设 X 是离散型随机变量, 且分布律为 $P(X = x_i) = p_i, i = 1, 2, \dots$.
若级数 $\sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p_i$ 绝对收敛, 则随机变量 $Y = g(X)$ 的数学期望为

$$E(Y) = E[g(X)] = \sum_{i=1}^{\infty} g(x_i)p_i$$

(2) 设连续型随机变量 X 密度函数为 $f(x)$.若积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$ 绝对收敛, 则随机变量 $Y = g(X)$ 的数学期望为

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



4.1 随机变量的数学期望

小结

定理4.1.2 设 (X, Y) 是二维随机变量, $Z = g(X, Y)$ 是 (X, Y) 的函数

(1) 设 (X, Y) 是二维离散型随机变量, 且分布律为 $P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots$. 若级数 $\sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$ 绝对收敛, 则随机变量 $Z = g(X, Y)$ 的数学期望为

$$E(Z) = E[g(X, Y)] = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}$$

$$E(X) = \sum_i \sum_j x_i p_{ij} = \sum_i x_i p_{i\cdot} \quad E(Y) = \sum_i \sum_j y_j p_{ij} = \sum_j y_j p_{\cdot j}$$

(2) 设 (X, Y) 是连续型随机变量, 密度函数为 $f(x, y)$. 若积分

$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy$ 绝对收敛, 则随机变量 $Z = g(X, Y)$ 的数学期望为

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

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