

第5章随机变量的数字特征与极限定理

5.1 随机变量的数学期望（第24讲）

5.2 随机变量的方差（第25讲）

5.3 协方差和相关系数、矩（第26讲）

5.4 大数定律（第27讲）

5.5 中心极限定理（第28讲）

本章小结



哈爾濱工業大學

第5章 随机变量的数字特征与极限定理

第24讲 随机变量的数学期望



随机变量的数字特征



- 数学期望
- 方差
- 协方差
- 相关系数
- 矩

离散型随机变量的数学期望



例1 设某车间有 M 台机床，每天工作的机床台数是个随机变量 X 。如何定义 X 的平均值呢？

可以对 X 进行 N 天观察，设有0台，1台， \dots ， M 台机床工作的天数分别为 n_0, n_1, \dots, n_M ($n_0 + n_1 + \dots + n_M = N$)，那么此车间在 N 天中平均每天工作的机床台数为

$$\bar{n} = \frac{0 \cdot n_0 + 1 \cdot n_1 + \dots + n_M}{N} = 0 \cdot \frac{n_0}{N} + 1 \cdot \frac{n_1}{N} + \dots + M \cdot \frac{n_M}{N} = \sum_{k=0}^M k \frac{n_k}{N}.$$



离散型随机变量的数学期望



设 $f_N(k) = n_k / N$ 为 N 天中有 k 台机床工作的频率,

$$\text{则 } \bar{n} = \sum_{k=0}^M k \frac{n_k}{N} = \sum_{k=0}^M k f_N(k).$$

当 N 充分大时, 频率 $f_N(k)$ 稳定于概率值 $p_k = P(X = k) (k = 0, 1, \dots, M)$.

因此, 算数平均值 \bar{n} 稳定于数值 $\sum_{k=0}^M k p_k$.

$$\text{即 } \bar{n} = \sum_{k=0}^M k \frac{n_k}{N} = \sum_{k=0}^M k f_N(k) \approx \sum_{k=0}^M k p_k.$$

← 期望

离散型随机变量的数学期望



■ 定义1 设离散型随机变量 X 的分布列

$$P(X = x_i) = p_i \quad (i = 1, 2, \dots).$$

若级数 $\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ 绝对收敛, 即 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i < +\infty$,

则称 $\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ 为 X 的数学期望或均值, 记为 $E(X)$

即

$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i.$$

当 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i$ 发散时, 称 X 的数学期望不存在.

0—1分布期望



$E(X)$ 的物理意义：表示一维离散质点系的重心坐标.

例2 (0—1分布) 设 X 的分布列为

X	0	1
P	$1-p$	p

$(0 < p < 1).$

求 $E(X)$.

解 $E(X)=0 \times (1-p)+1 \times p = p$.

泊松分布的期望



例3 设 X 的分布列为

$$(X \sim P(\lambda))$$

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad \lambda > 0, k = 0, 1, 2, \dots$$

求 $E(X)$.

解 $EX = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^k}{(k-1)!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \underline{e^{\lambda}} = \lambda.$

常用离散分布的期望



- 若 $X \sim B(1, p)$, 则 $E(X) = p$.
- 若 $X \sim B(n, p)$, 则 $E(X) = np$.
- 若 $X \sim P(\lambda)$, 则 $E(X) = \lambda$.
- 若 $X \sim G(p)$, 则 $E(X) = 1/p$.

这里 $0 < p < 1, \lambda > 0$.

数学期望名字的来由——分赌本问题



17世纪中叶，甲、乙两人赌技相同，各出赌注50法郎，约定无平局，谁先胜3局，则得全部赌注100法郎，现已赌了3局，甲2胜1负而因故中止了赌博，问这100法郎要如何分才算公平？

平分对甲不公平，全归甲对乙不公平。

合理的分法是按一定的比例甲拿大头。

数学期望名字的来由——分赌本问题



基于已赌局数分：甲得100法郎中的 $\frac{2}{3}$ ，乙得100法郎中的 $\frac{1}{3}$ 。

基于已赌局数和未赌两局的期望分：最多再赌两局必分胜负，
两局的所有可能结果为

甲甲、甲乙、乙甲、乙乙

由于赌技相同，所以甲得100法郎的可能性为 $\frac{3}{4}$ ，乙得100法郎的可能性为 $\frac{1}{4}$ 。

数学期望名字的来由——分赌本问题



若用随机变量 X 表示甲的最终所得，其分布列为

X	0	100
P	1/4	3/4

甲的“期望”所得为： $0 \times 1/4 + 100 \times 3/4 = 75$.

即甲分得总赌注的3/4，乙分得总赌注的1/4.

这种基于已赌结果和再赌期望的分法更合理些.

费马



帕斯卡

连续型随机变量的数学期望



离散型时: $E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i.$

Diagram illustrating the transition from the discrete sum to the continuous integral:

- A teal arrow points from the summation index $i=1$ to the integral limits $-\infty$ and $+\infty$.
- A teal arrow points from the discrete variable x_i to the continuous variable x .
- A teal arrow points from the discrete probability p_i to the continuous density function $f(x)dx$.

■ **定义2** 设 X 是连续型随机变量, 其密度函数为 $f(x)$, 若 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ 绝对收敛, 则称 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ 为 X 的**数学期望或均值**, 即

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

$E(X)$ 物理意义: 以 $f(x)$ 为密度的一维连续质点系重心坐标.

均匀分布的期望



例4 设 X 的概率密度为 $(X \sim U[a, b])$

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

求 $E(X)$.

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

指数分布



例5 设 X 的概率密度为 $(X \sim E(\lambda))$

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases} \quad \lambda > 0.$$

求 $E(X)$.

$$\begin{aligned} \text{解 } E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x\lambda e^{-\lambda x}dx = -\int_0^{+\infty} xde^{-\lambda x} \\ &= -[(xe^{-\lambda x})_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x}dx] = \int_0^{+\infty} e^{-\lambda x}dx \\ &= \left(\frac{1}{\lambda}e^{-\lambda x}\right)_0^{+\infty} = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

正态分布的期望



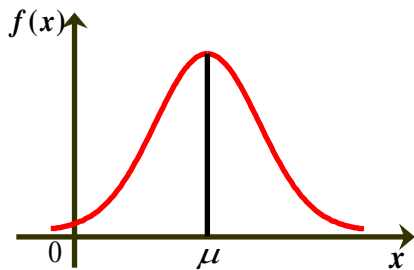
例6 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求 $E(X)$.

解

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

$$\underline{\underline{\text{令 } t = \frac{x - \mu}{\sigma}}} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\mu + \sigma t}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

$$= \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt}_{=\sqrt{2\pi}} + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} te^{-\frac{t^2}{2}} dt}_0 = \mu.$$





例7 (柯西分布) 设 X 的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad (-\infty < x < +\infty)$$

求 $E(X)$.

解
$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x| \frac{dx}{\pi(1+x^2)} = \int_{-\infty}^0 \frac{-x dx}{\pi(1+x^2)} + \int_0^{+\infty} \frac{x dx}{\pi(1+x^2)}$$
$$= 2 \int_0^{+\infty} \frac{x dx}{\pi(1+x^2)} = \frac{1}{\pi} \ln(1+x^2) \Big|_0^{+\infty} = +\infty.$$

故 $E(X)$ 不存在.

一维随机变量函数的数学期望



例8 已知 X 的分布列为

X	-1	0	1	2
P	0.1	0.2	0.3	0.4

求 $Y = X^2$ 的数学期望.

解

P	0.1	0.2	0.3	0.4
X	-1	0	1	2
Y	1	0	1	4

$Y=X^2$	0	1	4
P	0.2	0.4	0.4

$$E(Y) = (-1)^2 \times 0.1 + 0^2 \times 0.2 + 1^2 \times 0.3 + 2^2 \times 0.4 = 2.$$

$$E(Y) = 0 \times 0.2 + 1 \times 0.4 + 4 \times 0.4 = 2.$$

一维随机变量函数的数学期望



定理1 设 $Y=g(X)$, $g(x)$ 是连续函数.

(1) 若 X 是离散型随机变量, 其分布列 $P(X=x_i)=p_i$ ($i=1,2,\dots$), 且 $\sum_{i=1}^{\infty} |g(x_i)| p_i < +\infty$, 则

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

(2) 若 X 是连续型随机变量, 其概率密度为 $f_X(x)$, 且 $\int_{-\infty}^{+\infty} |g(x)| f_X(x) dx < +\infty$, 则

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

一维随机变量函数的数学期望



例9 设 X 的分布列为

X	0	1	2	3
P	1/2	1/4	1/8	1/8

求 $E(2X-1)$.

解
$$\begin{aligned} E(2X-1) &= (2 \cdot 0 - 1) \cdot 1/2 + (2 \cdot 1 - 1) \cdot 1/4 \\ &\quad + (2 \cdot 2 - 1) \cdot 1/8 + (2 \cdot 3 - 1) \cdot 1/8 \\ &= 3/4. \end{aligned}$$

一维随机变量函数的数学期望



例10 设公共汽车起点站在每小时的10分,30分, 50分发车, 一位不知发车时间的乘客, 每小时内到达车站的时间是随机的, 求该乘客在车站等车的数学期望.

解 设每小时内乘客到达车站的时间为 X , 等车时间为 Y .

则 $X \sim U[0, 60]$,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{60}, & 0 \leq x \leq 60, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

一维随机变量函数的数学期望



例10 设公共汽车起点站在每小时的10分, 30分, 50分发车, 一位不知发车时间的乘客, 每小时内到达车站的时间是随机的, 求该乘客在车站等车的数学期望.

解

$$Y = g(X) = \begin{cases} 10 - X, & 0 < X \leq 10, \\ 30 - X, & 10 < X \leq 30, \\ 50 - X, & 30 < X \leq 50, \\ 60 - X + 10, & 50 < X \leq 60, \end{cases}$$

一维随机变量函数的数学期望



$$Y = g(X) = \begin{cases} 10 - X, & 0 < X \leq 10, \\ 30 - X, & 10 < X \leq 30, \\ 50 - X, & 30 < X \leq 50, \\ 60 - X + 10, & 50 < X \leq 60, \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(Y) &= Eg(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx \\ &= \int_0^{10} (10 - x) \frac{1}{60} dx + \int_{10}^{30} (30 - x) \frac{1}{60} dx \\ &\quad + \int_{30}^{50} (50 - x) \frac{1}{60} dx + \int_{50}^{60} (70 - x) \frac{1}{60} dx \\ &= 10. \end{aligned}$$

二维随机变量函数的数学期望



定理2 设 $Z=g(X, Y)$, $g(x, y)$ 为连续函数.

(1)若 (X, Y) 是二维离散型随机变量, 其分布列

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

且

$$\sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} |g(x_i, y_j)| p_{ij} < +\infty$$

则 $E(Z) = E[g(X, Y)] = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} g(x_i, y_j) p_{ij};$

二维随机变量函数的数学期望



(2) 若 (X, Y) 是二维连续型随机变量，其概率密度为 $f(x, y)$ ，且

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

则

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

特别

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

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



例11 设随机变量 Y 服从参数为 $\lambda=1$ 的指数分布,

随机变量

$$X_k = \begin{cases} 0, & Y \leq k, \\ 1, & Y > k \end{cases} (k=1,2).$$

求(1) X_1 和 X_2 的联合分布列; (2) $E(X_1+X_2)$.

解

$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$



$X_2 \backslash X_1$	0	1
0	$1 - e^{-1}$	$e^{-1} - e^{-2}$
1	0	e^{-2}

$$P(X_1 = X_2 = 0) = P(Y \leq 1, Y \leq 2)$$

$$= P(Y \leq 1) = 1 - e^{-1}, P(X_1 = 0, X_2 = 1) = P(Y \leq 1, Y > 2) = 0,$$

$$P(X_1 = 1, X_2 = 0) = P(Y > 1, Y \leq 2) = P(1 < Y \leq 2) = e^{-1} - e^{-2}.$$

$$P(X_1 = X_2 = 1) = P(Y > 1, Y > 2) = P(Y > 2) = e^{-2}.$$

$X_2 \backslash X_1$	0	1
0	$1 - e^{-1}$	$e^{-1} - e^{-2}$
1	0	e^{-2}

$$\begin{aligned}
 (2) E(X_1 + X_2) &= (0+0) \times (1 - e^{-1}) + (0+1) \times 0 \\
 &\quad + (1+0) \times (e^{-1} - e^{-2}) + (1+1) \times e^{-2} \\
 &= e^{-1} + e^{-2}.
 \end{aligned}$$



例12 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} 1, & |y| < x, 0 < x < 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求 $E(X)$, $E(Y)$, $E(XY)$.

解 $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dxdy = \int_0^1 xdx \int_{-x}^x 1dy = \frac{2}{3}.$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y)dxdy = \int_0^1 dx \int_{-x}^x ydy = 0.$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y)dxdy = \int_0^1 xdx \int_{-x}^x ydy = 0.$$

数学期望的性质



1. 设 C 是常数, 则 $E(C)=C$;

2. $E(CX)=CE(X)$, C 是常数.

3. $E(X_1+X_2) = E(X_1)+E(X_2)$;

推广: $E[\sum_{i=1}^n X_i] = \sum_{i=1}^n E(X_i)$.

4. 设 X_1 与 X_2 独立, 则 $E(X_1X_2)=E(X_1)E(X_2)$;

推广: $E[\prod_{i=1}^n X_i] = \prod_{i=1}^n E(X_i)$.

数学期望的性质



证明 1. 设 $P(X=C)=1$, 则 $E(C)=E(X)=C \times 1=C$.

下面仅对连续型随机变量给出证明.

设 X_1, X_2 的概率密度分别为 $f_1(x_1), f_2(x_2)$, (X_1, X_2) 的概率密度为 $f(x_1, x_2)$.

$$2. E(CX) = \int_{-\infty}^{+\infty} Cxf(x)dx = C \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = CE(X).$$

$$\begin{aligned} 3. E(X_1 + X_2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x_1 + x_2) f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_2 f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \\ &= E(X_1) + E(X_2). \end{aligned}$$

数学期望的性质



证明 下面仅对连续型随机变量给出证明.

设 X_1, X_2 的概率密度分别为 $f_1(x_1), f_2(x_2)$, (X_1, X_2) 的概率密度为 $f(x_1, x_2)$.

$$\begin{aligned} 4. E(X_1 X_2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 x_2 f(x_1, x_2) dx_1 dx_2 \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 x_2 f_1(x_1) f_2(x_2) dx_1 dx_2 \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 f_1(x_1) dx_1 \int_{-\infty}^{+\infty} x_2 f_2(x_2) dx_2 \\ &= E(X_1) E(X_2). \end{aligned}$$



例13 设 $X \sim B(n, p)$, $0 < p < 1$. 求 $E(X)$.

解 X 表示 n 重伯努利试验中的“成功 A ”发生的次数，
设

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{次试验成功,} \\ 0, & \text{第}i\text{次试验失败.} \end{cases} (i = 1, 2, \dots, n).$$

则 X_1, \dots, X_n 独立同分布于参数为 p 的(0-1)分布,

$$E(X_i) = p, (i = 1, 2, \dots, n), \text{且 } X = X_1 + X_2 + \dots + X_n,$$

$$\text{从而 } E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = np.$$



例14 将 n 个编号为 $1, 2, \dots, n$ 的球随机地放入 n 个编号为 $1, 2, \dots, n$ 的盒中. 一个盒中放一只球, 将一只球放入与球同号的盒子中算一个配对, 记 X 为配对的个数, 求 $E(X)$.

解

$$\text{设 } X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 号球放入第 } i \text{ 号盒,} \\ 0, & \text{否则.} \end{cases} \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

$$\text{则 } E(X_i) = P(X_i = 1) = \frac{(n-1)!}{n!} = \frac{1}{n},$$

$$\text{又 } X = \sum_{i=1}^n X_i, \text{ 故 } E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = 1.$$



谢 谢！