第四章 数字特征





讨论原因:

- (1)实际中,有的随机变量的概率分 布难确定,有的不可能知道,而它的 一些数字特征较易确定。
 - (2) 实际应用中,人们更关心概率分 布的数字特征。
 - (3)一些常用的重要分布,如二项分布、泊松分布、指数分布、正态分布等,只要知道了它们的某些数字特征,就能完全确定其具体的分布。

- 回 随机变量的平均取值——数学期望
- □ 随机变量取值平均偏离平均值的 情况 —— 方差
- 描述两个随机变量之间的某种关系的数 —— 协方差与相关系数



§ 1 数学期望

- ❖ 离散型随机变量的数学期望
- ❖ 连续型随机变量的数学期望
- ❖ 随机变量函数的数学期望
- ❖ 数学期望的性质 应用

1. 离散性随机变量的数学期望

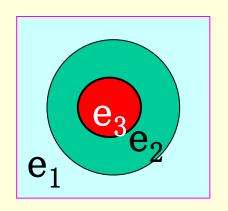
引例:射手打靶练习

射手每次射击得分数X是随机变量,射击N次,

得1分a₁次,得2分a₂次,得3分a₃次。

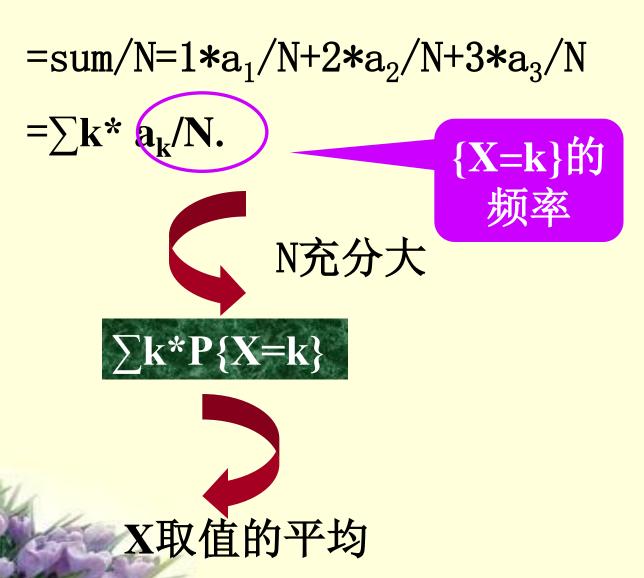
总得分sum=1*a₁+2*a₂+3*a₃,

每次平均得分



=sum/N=1*a₁/N+2*a₂/N+3*a₃/N.

每次平均得分



定义1 设离散型随机变量X的分布律为

$$P(X=x_k)=p_k, k=1,2,...$$

若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ 绝对收敛,则称它为X的数学期望或均值,记作 E(X),

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

若 $\sum |x_k| p_k$ 发散,则称X的数学期望不存在.

说明:

- (1) 随机变量的数学期望是一个实数,它体现了随机变量取值的平均;
- (2) 要注意数学期望存在的条件: 绝对收敛;

(3)当X服从某一分布时,也称某分布的数学期望为E(X).

例1: 设X服从参数为p的0-1分布,求E(X)

例2: 设X~B(n,p), 求E(X)

解:
$$E(X) = \sum_{k=0}^{n} k P(x = k)$$

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

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

$$= np \sum_{k=1}^{n} \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-1-(k-1)}$$

= np

例3:设X服从参数为λ的泊松分布,求EX。

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

$$E(X) = \sum_{k=0}^{\infty} kp_k = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$
$$= \lambda \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\lambda}$$
$$= \frac{\lambda^k}{2^k} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

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

注意: 不是所有的随机变量都有数学期望

例如
$$P(X = (-1)^k \frac{2^k}{k}) = \frac{1}{2^k}, \quad k = 1, 2, ...,$$

 $E(X)$ 不存在



例 4

按规定,火车站每天 8:00~9:00, 9:00~10:00 都恰有一辆客车到站,但到站的时刻是随机的,且两者到站的时间相互独立,其规律为:

到站时间	8:10,9:10	8:30,9:30	8:50,9:50
概率	1/6	3/6	2/6

- (1) 旅客 8:00 到站, 求他侯车时间的数学期望。
- (2) 旅客 8:20 到站, 求他侯车时间的数学期望。

解:设旅客的候车时间为 X (以分记)

EX=10*(1/6)+30*(3/6)+50*(2/6)=33.33(分)

(2) 旅客8: 20分到达

X的分布率为

EX=
$$10*(3/6)+30*(2/6)+50*(1/36)+70*(3/36)+90*(2/36)$$

= $27.22(\cancel{\uparrow})$

到站时间	8:10,9:10	8:30,9:30	8:50,9:50
概率	1/6	3/6	2/6

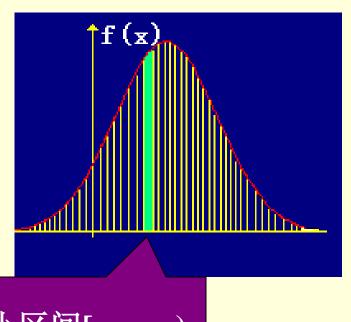
2. 连续型随机变量的数学期望

设X是连续型随机变量,其密度函数为f(x),在数轴上取很密的分点 $x_0 < x_1 < x_2 < ...,则<math>X$ 落在小区间[x_i, x_{i+1})的概率是

$$\int_{x_i}^{x_{i+1}} f(x) dx$$

$$\approx f(x_i)(x_{i+1}-x_i)$$





小区间 $[x_i, x_{i+1})$

由于 x_i 与 x_{i+1} 很接近,所以区间[x_i , x_{i+1})中的值可以用 x_i 来近似代替.

因此X与以概率 $f(x_i)\Delta x_i$ 取值 x_i 的离散型r.v 近似,该离散型r.v的数学期望是

$$\sum_{i} x_{i} f(x_{i}) \Delta x_{i}$$

这正是 $\int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$ 的渐近和式.

定义2 设X是连续型随机变量,其密度函数 为 f(x),如果

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

绝对收敛,定义X的数学期望为

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

例5:设X服从U[a,b],求E(X)。

例6:设X服从参数为λ的指数分布,求E(X)

例7: $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 求E(X).

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

$$\frac{\partial}{\partial x} \frac{x - \mu}{\sigma} = y$$

$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} (\mu + \sigma y) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^2}{2}) dy$$

$$= \mu \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^2}{2}) dy$$

$$+\frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{\infty}y\exp(-\frac{y^2}{2})dy$$



注意: 不是所有的随机变量都有数学期望

例如: Cauchy分布的密度函数为

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

但
$$\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|x|}{\pi (1 + x^2)} dx$$
 发散

它的数学期望不存在

常见随机变量的数学期望

分布	概率分布	期望
参数为p 的 0-1分布	P(X = 1) = p $P(X = 0) = 1 - p$	p
B(n,p)	$P(X = k) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$ $k = 0, 1, 2, \dots, n$	np
$\pi(\lambda)$	$P(X = k) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$	λ
	$k = 0,1,2,\cdots$	

分布

概率密度

期望

区间
$$(a,b)$$
上的
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \sharp 它 \end{cases} \quad \frac{a+b}{2}$$

$$E(\lambda)$$

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

$$1/\lambda$$

$$N(\mu,\sigma^2)$$

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\mu$$

3 随机变量函数的数学期望

问题: 求Y=g(X)的数学期望

方法一: 根据定义

根据g(X)的分布,求出对应的期望E[g(X)].

方法二: 直接求

设Y=g(X),若离散型随机变量X的分布律为

$$P(X=x_k)=p_k$$
, k=1,2,..., 级数

$$\sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k$$

绝对收敛, 则Y的数学期望存在,且为此级数.

例8. 设离散型随机向量 X的概率分布如下表所示, 求: $Z = X^2$ 的期望.

X	0	-1	1
P	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

解:
$$E(Z)$$
 = $g(0) \times 0.5 + g(-1) \times 0.25 + g(1) \times 0.25$
=0.5

注: 这里的 $g(x) = x^2$.

设Y=g(X),若连续型随机变量X的概率密度为f(x),

$$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx$$

绝对收敛,则Y的数学期望存在,且为此积分。



例9. 设 $X \sim U[0,\pi]$, $Y = \sin X$, 求 E(Y)。

解: X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & 0 \le x \le \pi; \\ 0, & \text{\sharp \elle.} \end{cases}$$

所以

$$EY = E[\sin X]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \sin x \cdot f(x) dx = \int_{0}^{\pi} \sin x \cdot \frac{1}{\pi} dx$$

$$= \frac{-1}{\pi} \cos x \,|_0^{\pi} = \frac{2}{\pi} \,.$$

例10.在随机服务系统中,等待时间可以认为服从指数分布。现已知人们在某银行办理业务的等待时间 *X* (单位:分钟)服从期望为15的指数分布。某人到银行办理业务,由于办理银行业务后还需要去办另外一件事情,故此人先等待,如果20分钟后没有等到自己办理业务就离开银行。设此人在银行的实际等待时间为 *Y*,求此人实际等待时间的平均值。

解: 易知Y和X的关系为Y=min(X,20)。

X的密度函数为
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{15}e^{-\frac{1}{15}x}, & x > 0 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{15}e^{-\frac{1}{15}x}, & x > 0\\ 0, & x \le 0 \end{cases}$$

$$Y = min(X, 20)_{\circ}$$

由定理2知

$$E(Y) = E(\min(X, 20)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \min(x, 20) f(x) dx = \int_{0}^{+\infty} \min(x, 20) \frac{1}{15} e^{-\frac{1}{15}x} dx$$
$$= \int_{0}^{20} x \frac{1}{15} e^{-\frac{1}{15}x} dx + \int_{0}^{+\infty} 20 \times \frac{1}{15} e^{-\frac{1}{15}x} dx = 15(1 - e^{-\frac{4}{3}}) \approx 11.04$$

注意:可以证明实际等待时间Y不是连续型随机变量,从而Y没有密度函数,故不能先求分布函数,然后用分布函数的导数的积分的方法求EY。

设二维随机变量(X,Y)的函数Z=g(X,Y),若二

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,... 且有级数

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

绝对收敛,则Z的数学期望存在,且为此级数.

注意:
$$E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} x_i p_{ij}$$

例11. 设二维离散型随机向量(X, Y)的概率分布如下表所示, 求: $Z=X^2+Y$ 的期望.

X	1	2
1	1/8	1/4
2	1/2	1/8

解:
$$E(Z) = g(1, 1) \times 0.125 + g(1, 2) \times 0.25 + g(2, 1) \times 0.5 + g(2, 2) \times 0.125 = 4.25$$

注: 这里的

$$g(x, y) = x^2 + y.$$

若二维连续型随机变量(X,Y)的联合概率密 度为f(x,y),并且

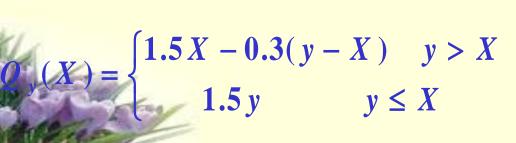
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x,y) f(x,y) dx dy$$

绝对收敛,则Z的数学期望存在,且为此积分

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

例12 某水果商店,冬季每周购进一批苹果。 已知该店一周苹果销售量X(单位:kg)服从 U[1000,2000]。购进的苹果在一周内售出, 1kg获纯利1.5元;一周内没售出,1kg需付 耗损、储藏等费用0.3元。问一周应购进多 少千克苹果,商店才能获得最大的平均利润。

设购进y(kg)苹果,获利数为 $Q_y(X)$



解 设购进y(kg)苹果,获利数为 $Q_y(X)$,

$$Q_{y}(X) = \begin{cases} 1.5X - 0.3(y - X) & y > X \\ 1.5y & y \le X \end{cases} \qquad Q_{y}(x) = \begin{cases} 1.8x - 0.3y & y > x \\ 1.5y & y \le x \end{cases}$$

$$EQ_{y}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} Q_{y}(x) f(x) dx$$

$$Q_{y}(x) f(x)$$

1000 1000 1000 < x < 20001000 2000

$$= \begin{cases}
\int_{1000}^{2000} 1.5y \cdot \frac{1}{1000} dx = 1.5y & y \le 1000 \\
\int_{1000}^{y} [1.5x - 0.3(y - x)] \frac{1}{1000} dx + \int_{y}^{2000} 1.5y \cdot \frac{1}{1000} dx \\
= \frac{-0.9y^{2} + 3300y - 900000}{1000} & 1000 < y < 2000 \\
\int_{1000}^{2000} [1.5x - 0.3(y - x)] \frac{1}{1000} dx = 2700 - 0.3y & y \ge 2000
\end{cases}$$

$$y = -\frac{3300}{2 \cdot (-0.9)} \approx 1833$$

例13设二维连续随机变量(X,Y)的密度函数为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{4}x(1+3y^2), & 0 < x < 2, 0 < y < 1, \\ 0, & # \forall \end{cases}$$

求
$$E(X)$$
, $E(Y)$, $E(X + Y)$, $E(X Y)$

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

$$= \int_0^2 x \cdot \frac{1}{4} x dx \int_0^1 (1 + 3y^2) dy = \frac{4}{3}$$

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

$$= \int_0^2 \frac{1}{4} x dx \int_0^1 y (1 + 3y^2) dy = \frac{5}{8}$$

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

$$= \int_{0}^{2} \left[\int_{0}^{1} (x + y) \frac{1}{4} x (1 + 3y^{2}) dy \right] dx$$

$$= \int_{0}^{2} \left[\int_{0}^{1} x \cdot \frac{1}{4} x (1 + 3y^{2}) dy \right] dx$$

$$+ \int_{0}^{2} \left[\int_{0}^{1} y \cdot \frac{1}{4} x (1 + 3y^{2}) dy \right] dx$$

$$= \frac{4}{3} + \frac{5}{8} = \frac{47}{24}$$

$$=E(X)+E(Y)$$

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

$$= \int_0^2 x \cdot \frac{1}{2} x dx \int_0^1 y \cdot \frac{1}{2} (1 + 3y^2) dy$$

$$=\frac{4}{3}\cdot\frac{5}{8}=\frac{5}{6}$$

$$= E(X) \cdot E(Y)$$



第四章

作业1: 2,8,12,18,21,26





4 数学期望的性质

- (1) 设C为常数,则有E(C)=C
- (2) 设C为常数, X为随机变量, 则有 E(CX)=CE(X)
- (3) 设X, Y为任意两个随机变量,则有

$$E(X+Y)=E(X)+E(Y)$$

推广

$$E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n).$$

$$E(a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n)$$

$$= a_1 E(X_1) + a_2 E(X_2) + \dots + a_n E(X_n).$$

(4) 设X, Y为相互独立的随机变量,则有 E(XY)=E(X)E(Y)

推广

设 $X_1,...,X_n$ 为相互独立的随机变量,则有

$$E(X_1X_2...X_n) = E(X_1)E(X_2)...E(X_n).$$



(5) 若随机变量几乎处处只取非负值,即 $X \ge 0$, a.e.

又E(X)存在,则E(X)≥ 0。

推论: $X \leq Y$, a.e., E(X), E(Y)都存在,则 $E(X) \leq E(Y)$

特别地,若a≤X≤b,a.e., a,b为常数,则E(X)存在,且 $a \le E(X) \le b$

注 性质 4 的逆命题不成立,即

若E(XY) = E(X)E(Y), X,Y不一定相互独立

反例

P_{ij} X	-1	0	1	$p_{ullet j}$
-1	1/8	1/8	1/8	3/8
0	1/8	0	1/8	2/8
	1/8	1/8	1/8	3/8
p_{i}	3/8	2/8	3/8	
WAY ELF				

$$\begin{array}{|c|c|c|c|c|c|} \hline XY & -1 & 0 & 1 \\ \hline P & 2/8 & 4/8 & 2/8 \\ \hline \end{array}$$

$$E(X) = E(Y) = 0;$$
 $E(XY) = 0;$

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

但
$$P(X = -1, Y = -1) = \frac{1}{8}$$

$$\neq P(X = -1)P(Y = -1) = \left(\frac{3}{8}\right)^2$$

5 数学期望性质的应用

例11 设X的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} a + bx^2 & 0 \le x \le 1 \\ 0 & \sharp \Xi \end{cases}$$

其中a,b为常数,且E(X)=3/5。求a,b的值。



例14 求二项分布的数学期望

若 $X\sim B(n, p)$,

则 X 表示n重贝努里试验中的"成功"次数.

若设

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{如第}i$$
次试验成功 $i=1,2,\ldots,n$

则
$$X=X_1+X_2+...+X_n$$

因为
$$P(X_i=1)=p$$
, $P(X_i=0)=1-p$

$$E(X_i) = 1 \cdot p + 0 \cdot (1 - p) = p$$

所以
$$E(X)=\sum_{i=1}^n E(X_i)=np$$





例 15

一民航送客载有 20 位旅客自机场开出,旅客有 10 个车站可以下车,如到达一个车站没有旅客下车就不停车。以 X 表示停车的次数。

求 EX(设每个旅客在各个车站下车是等可能的,并设各旅客是否下车相互独立)。

解: 设
$$X_i = \begin{cases} 0, \hat{\pi}i$$
站没人下车 $1, \hat{\pi}i$ 站有人下车 $1, \hat{\pi}i$ 站有人下车 $1, \hat{\pi}i$ 站有人下车 $1, \hat{\pi}i$ 站有人下车 $1, \hat{\pi}i$ $1,$

例16 设一批同类型的产品共有N件,其中次品有M件。今从中任取n(假定 $n \le N$ -M)件,记这n件中所含的次品数为X,求E(X)

解: 若设

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{ sixhing i=1,2, ..., } n \\ 0 & \text{ sixhing heather} \end{cases}$$

则
$$X = X_1 + X_2 + ... + X_n$$

$$P(X_i = 1) = \frac{M}{N}$$
 $P(X_i = 0) = 1 - \frac{M}{N}$

$$E(X_i) = 1 \cdot P(X_i = 1) + 0 \cdot P(X_i = 0) = \frac{M}{N}$$

所以
$$E(X) = \sum_{i=1}^{n} E(X_i) = \frac{nM^{1}}{N}$$

例17. 验血方案的选择

为普查某种疾病, n个人需验血。有如下两种验血方案:

- (1) 分别化验每个人的血, 共需化验n次;
- (2) 分组化验。每k个人分为1组,k个人的血混在一起化验,若结果为阴性,则只需化验一次;若为阳性,则对k个人的血逐个化验,找出有病者,此时k个人的血需化验k+1次。

设:每个人血液化验呈阳性的概率为p,且每个人化验结果是相互独立的。试说明选择哪一方案较经济。



解: 只需计算方案 (2) 所需化验次数X的期望。

为简单计,不妨设n是k的倍数,共分成j=n/k组。

设第i 组需化验的次数为 X_i ,则其分布律为

X_i	1	<i>k</i> +1
P	$(1-p)^k$	$1-(1-p)^k$

$$E(X_i) = 1 \times (1-p)^k + (k+1) \times [1-(1-p)^k] = (k+1) - k(1-p)^k$$



方案2需要化验的总次数为 $X = X_1 + X_2 + \dots + X_j$ $E(X) = \sum_{i=1}^{j} E(X_i) = \frac{n}{k} [(k+1) - k(1-p)^k] = n[1 - ((1-p)^k - \frac{1}{k})]$

若
$$(1-p)^k - \frac{1}{k} > 0$$
, 则 $E(X) < n$, 即方案2优于方案1

如: n=1000, p=0.001, k=10

$$E(X) = 1000[1 - (0.999^{10} - \frac{1}{10})] \approx 110 << 1000.$$

