

概率论与数理统计

第四章 随机变量的数字特征

练习

设 $X \sim B(n_1, p)$, $Y \sim B(n_2, p)$, 且独立,

试证: $X + Y \sim B(n_1 + n_2, p)$

设 X 与 Y 相互独立, 且

$$X \sim B(n, p), \quad Y \sim B(m, p),$$

则

$$X + Y \sim B(n + m, p)$$

证 $Z = X + Y$ 的可能取值为
 $0, 1, 2, \dots, n + m$

(证明中用到 $\sum_{i=0}^k C_n^i C_m^{k-i} = C_{n+m}^k$)

$$\begin{aligned}
P(Z = k) &= \sum_{i=0}^k P(X = i, Y = k - i), \\
&= \sum_{i=0}^k P(X = i)P(Y = k - i), \\
&= \sum_{i=0}^k C_n^i p^i (1-p)^{n-i} C_m^{k-i} p^{k-i} (1-p)^{m-k+i} \\
&= C_{n+m}^k p^k (1-p)^{n+m-k} \\
&\quad k = 0, 1, 2, \dots, n + m
\end{aligned}$$

所以 $X+Y \sim B(n+m, p)$

由二项分布背景, 不难理解 $X+Y$ 表示做了 $n+m$ 次试验, 事件 A 发生的次数.

分布函数虽然能完整地描述随机变量的统计特性，但是实际应用中并不都需要知道分布函数，而只需知道随机变量的某些特征。

例如：

判断棉花质量时，既要看纤维的**平均长度**，又要看**纤维长度与平均长度的偏离程度**，平均长度越长，偏离程度越小，质量就越好。

随机变量的数字特征，虽不能完整地描述随机变量的统计特性，但能清晰地描述随机变量在某些方面的重要特征，这些数字特征在理论和实践上都具有重要意义。

在这些数字特征中，最常用的是：

数学期望、方差、协方差、相关系数和矩。

§ 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

(17世纪中叶，法国数学家帕斯卡与费马讨论的“合理分配赌注问题”)

1653年夏天，帕斯卡前往埔埃托镇度假。旅途中，他遇到了梅理骑士，这位“赌坛老手”向帕斯卡提出了一个十分有趣的“分赌注”问题。一次梅理与其赌友掷骰子，每人押了32枚金币，并约定，如果梅理先掷出三次6点，或对方先掷出三次4点，便算赢。但是这场赌注不算小的赌博并未顺利结束。当梅理已掷出两次6点，其赌友掷出一次4点时。

梅理接到通知，要他马上陪同国王接见外宾，赌博只好停止，双方为如何分配这64枚金币争论不休.

请问金币该如何分配？（假设两人赌技相同）

一、离散型随机变量的数学期望

概念的引入： 我们来看一个引例.

某工厂车间对工人的生产情况进行考察. 甲每天生产的废品数 X 是一个随机变量. 如何定义 X 的平均值呢?

我们先观察甲**100**天的生产情况

若统计100天，
(假定甲每天至多生产
三件废品)

32天没有出废品；
30天每天出一件废品；
17天每天出两件废品；
21天每天出三件废品；

可以得到这100天中每天的平均
废品数为：

这个数能否作为
 X 的平均值呢？

$$0 \cdot \frac{32}{100} + 1 \cdot \frac{30}{100} + 2 \cdot \frac{17}{100} + 3 \cdot \frac{21}{100} = 1.27$$

可以想象，若另外统计100天，甲不出废品，出一件、二件、三件废品的天数与前面的100天一般不会完全相同，这另外100天每天的平均废品数也不一定是1.27.

一般来说，若统计 n 天，
(假定甲每天至多出三件废品)

n_0 天没有出废品；
 n_1 天每天出一件废品；
 n_2 天每天出两件废品；
 n_3 天每天出三件废品.

可以得到 n 天中每天的平均废品数为：

$$0 \cdot \frac{n_0}{n} + 1 \cdot \frac{n_1}{n} + 2 \cdot \frac{n_2}{n} + 3 \cdot \frac{n_3}{n}$$

$$0 \cdot \frac{n_0}{n} + 1 \cdot \frac{n_1}{n} + 2 \cdot \frac{n_2}{n} + 3 \cdot \frac{n_3}{n}$$

这是以频率为权的加权平均

当 n 很大时，频率接近于概率，所以我们在求废品数 X 的平均值时，可以用**概率代替频率**，得平均值：

$$0 \cdot p_0 + 1 \cdot p_1 + 2 \cdot p_2 + 3 \cdot p_3$$

这是以概率为权的加权平均

这样得到一个确定的数。我们就用这个数作为随机变量 X 的**平均值**。这个数就称为随机变量 X 的**数学期**

定义1 设 X 是离散型随机变量，它的分布率是：

$$P\{X=x_k\}=p_k, \quad k=1,2,\dots,$$

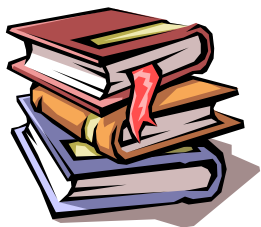
若级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$ **绝对收敛**，则称级数 $\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k$

的和为随机变量 X 的数学期望，记为 $E(X)$ ，

即

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

数学期望简称期望，又称为均值。



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**概率的加权平均**,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) **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.

例1（17世纪中叶，法国数学家帕斯卡与费马讨论的“合理分配赌注问题”）

1653年夏天，帕斯卡前往埔埃托镇度假。旅途中，他遇到了梅理骑士，这位“赌坛老手”向帕斯卡提出了一个十分有趣的“分赌注”问题。一次梅理与其赌友掷骰子，每人押了32枚金币，并约定，如果梅理先掷出三次6点，或对方先掷出三次4点，便算赢。但是这场赌注不算小的赌博并未顺利结束。当梅理已掷出两次6点，其赌友掷出一次4点时。

梅理接到通知，要他马上陪同国王接见外宾。君命难违，赌博只好停止，双方为如何分配这64枚金币争论不休。

请问金币该如何分配？（假设两人赌技相同）

解：为了表述方便，梅理用 A 来表示，梅理赌友用 B 来表示。

假设继续赌两局，则结果有以下四种情况：

AA	AB	BA	BB
A 胜 B 负	A 胜 B 负	B 胜 A 负	B 胜 A 负
A 胜 B 负	B 胜 A 负	A 胜 B 负	B 胜 A 负

把已赌过的三局(A 胜2局、 B 胜1局)与上述结果相结合，即 A 、 B 赌完五局（最多赌五局）：

前三局： A 胜2局， B 胜1局

后二局：

AA	AB	BA
------	------	------

BB

A 胜

B 胜

所以，在赌技相同的情况下， A 、 B 最终获胜的概率分别为 $3/4$ ， $1/4$ 。

因此， A 能“期望”得到的数目应为

：

$$64 \times \frac{3}{4} + 0 \times \frac{1}{4} = 48 \text{（枚金币）}$$

而 B 能“期望”得到的数目，则为：

$$64 \times \frac{1}{4} + 0 \times \frac{3}{4} = 16 \text{（枚金币）}$$

例2 甲、乙两人进行打靶，所得分数分别记为 X_1, X_2 ，它们的分布律分别为

X_1	0	1	2
p_k	0	0.2	0.8

X_2	0	1	2
p_k	0.6	0.3	0.1

评定他们的成绩的好坏.

解： 我们来计算 X_1, X_2 的数学期望，得

$$E(X_1) = 0 \times 0 + 1 \times 0.2 + 2 \times 0.8 = 1.8(\text{分})$$

$$E(X_2) = 0 \times 0.6 + 1 \times 0.3 + 2 \times 0.1 = 0.5(\text{分})$$

很明显，甲的成绩要乙的成绩好。

例3 设 $X \sim \pi(\lambda)$,求 $E(X)$.

解 X 的分布率为

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

X 的数学期望为

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

即 $E(X) = \lambda$

例4 按规定,某车站每天**8:00~9:00,9:00~10:00**都恰有一辆客车到站,但到站时刻是随机的,且两者到站的时间相互独立。其规律为:

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

- (i) 一旅客**8:00**到车站,求他候车时间的数学期望.
- (ii) 一旅客**8:20**到车站,求他候车时间的数学期望.

解 设旅客的候车时间为 X (以分计).

(i) X 的分布律为

X	10	30	50
p_k	$\frac{1}{6}$	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$

候车时间的数学期望为

$$\begin{aligned} E(X) &= 10 \times \frac{1}{6} + 30 \times \frac{3}{6} + 50 \times \frac{2}{6} \\ &= 33.33(\text{分}). \end{aligned}$$

(ii) X 的分布律为

X	10	30	50	70	90
p_k	$\frac{3}{6}$	$\frac{2}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{1}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{3}{6}$	$\frac{1}{6} \times \frac{2}{6}$

上表中例如

$$P\{X = 70\} = P(AB) = P(A)P(B) = \frac{1}{6} \times \frac{3}{6}$$

其中 A 为事件"第一班车8:10到站", B 为事件"第二班车9:30到站".候车时间 X 的数学期望为

$$E(X) = 10 \times \frac{3}{6} + 30 \times \frac{2}{6} + 50 \times \frac{1}{36} + 70 \times \frac{3}{36} + 90 \times \frac{2}{36} = 27.22 \text{分}$$

例5 商店的销售策略

某商店对某种家用电器 的销售采用先使用后付款的方式 ,记使用寿命为 X (以年计),规定 :
 $X \leq 1$,一台付款 1500 元; $1 < X \leq 2$,一台付款 2000 元;
 $2 < X \leq 3$,一台付款 2500 元; $X > 3$,一台付款 3000 元.

设寿命 X 服从指数分布 ,概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10} e^{-x/10}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0. \end{cases}$$

试求该商店一台收费 Y 的数学期望 .

解 先求出寿命 X 落在各个时间区间的概率.既有

$$P\{X \leq 1\} = \int_0^1 \frac{1}{10} e^{-x/10} dx = 1 - e^{-0.1} = 0.0952,$$

$$P\{1 < X \leq 2\} = \int_1^2 \frac{1}{10} e^{-x/10} dx$$

$$= e^{-0.1} - e^{-0.2} = 0.0861,$$

$$P\{2 < X \leq 3\} = \int_2^3 \frac{1}{10} e^{-x/10} dx$$

$$= e^{-0.2} - e^{-0.3} = 0.0779,$$

$$\begin{aligned}
 P\{X > 3\} &= \int_3^{\infty} \frac{1}{10} e^{-x/10} dx \\
 &= e^{-0.3} = 0.7408.
 \end{aligned}$$

因而一台收费 Y 的分布律为

Y	1500	2000	2500	3000
p_k	0.0952	0.0861	0.0779	0.7408

得 $E(Y) = 2732.15$, 即平均一台收费 2732.15.

练习： $X \sim B(n, p)$, 求 $E(X)$.

$$\begin{aligned}\text{解 } E(X) &= \sum_{k=0}^n k C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\ &= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} \\ &= np \sum_{k=0}^{n-1} C_{n-1}^k p^k (1-p)^{(n-1)-k} = np\end{aligned}$$

特例 若 $Y \sim B(1, p)$, 则 $E(Y) = p$

例6 在一个人数很多的团体中普查某种疾病，为此要抽验 N 个人的血，可以用两种方法进行.(i)将每个人的血分别去验，这就需验 N 次.(ii)按 k 个人一组进行分组，把从 k 个人抽来的血混合在一起进行检验，如果这混合血液呈阴性反应，就说明 k 个人的血都呈阴性反应，这样，这 k 个人的血就只需要验一次.若呈阳性，则再对这 k 个人的血液分别进行化验.这样， k 个人的血总共要化验 $k+1$ 次.假设每个人化验呈阳性的概率为 p ，且这些人的试验反应是相互独立的.试说明当 p 较小时，选取适当的 k ，按第二种方法可以减少化验的次数.并说明 k 取什么值时最适宜.

解 各人的血呈阴性反应的概率为 $q=1-p$.因而 k 个人的混合血呈阴性反应的概率为 q^k , k 个人的混合血呈阳性反应的概率 $1-q^k$.

设以 k 个人为一组时, 组内每人化验的次数为 X , 则 X 是一个随机变量, 其分布律为:

X	$1/k$	$(k + 1)/k$
P	q^k	$1 - q^k$

X的数学期望为:

$$E(X) = \frac{1}{k} q^k + \left(1 + \frac{1}{k}\right) (1 - q^k) = 1 - q^k + \frac{1}{k}$$

N个人平均需化验的次数为:

$$N \left(1 - q^k + \frac{1}{k}\right)$$

由此可知, 只要选择**k**使

$$1 - q^k + \frac{1}{k} < 1$$

则**N**个人平均需化验的次数 < **N**. 当**p**固定时, 我们选取**k**使得

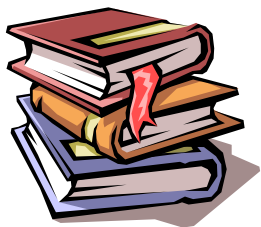
$$1 - q^k + \frac{1}{k} = L$$

$L < 1$ 且取到最小值，这时就能得到最好的分组方法

例如， $p=0.1$,则 $q=0.9$,当 $k=4$ 时， L 取到最小值.此时得到最好的分组方法.若 $N=1000$ ，此时以 $k=4$ 分组，则按第二种方案平均只需化验

$$1000 \left(1 - 0.9^4 + \frac{1}{4} \right) = 594 (\text{次})$$

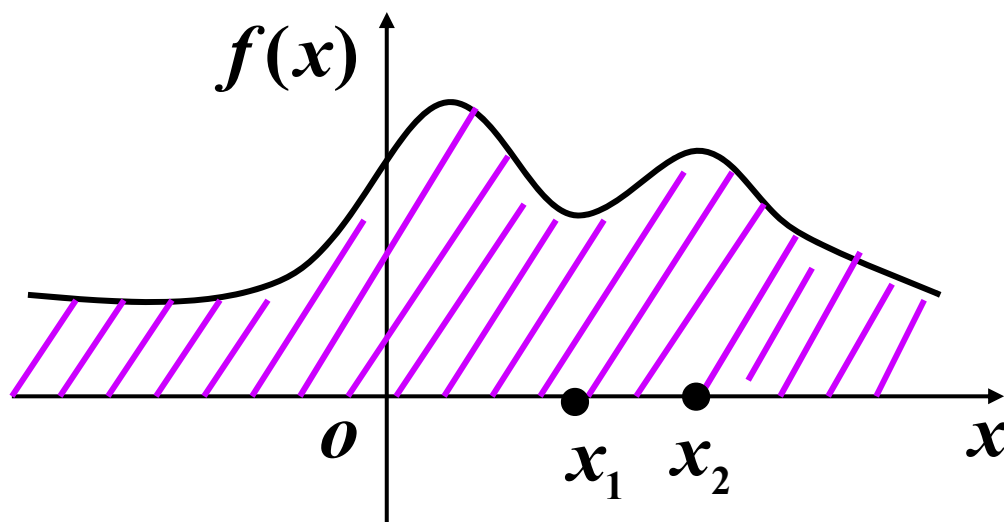
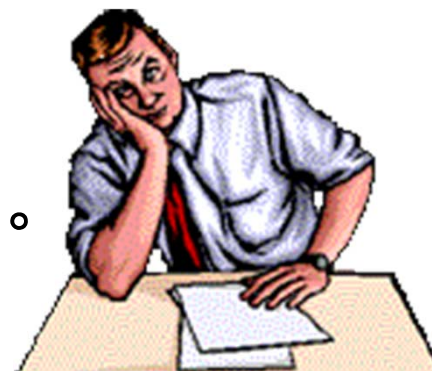
这样平均来说，可以减少40%的工作量.



思考

如何求解连续型随机变量的数学期望呢？

连续型随机变量取某一确定值得概率为零。



连续型随机变量数学期望的定义

定义 设 X 是连续型随机变量, 其概率密度为 $f(x)$, 如果积分

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

绝对收敛, 则称此积分值为 X 的数学期望, 即

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

连续型随机变量的数学期望为什么这么定义?

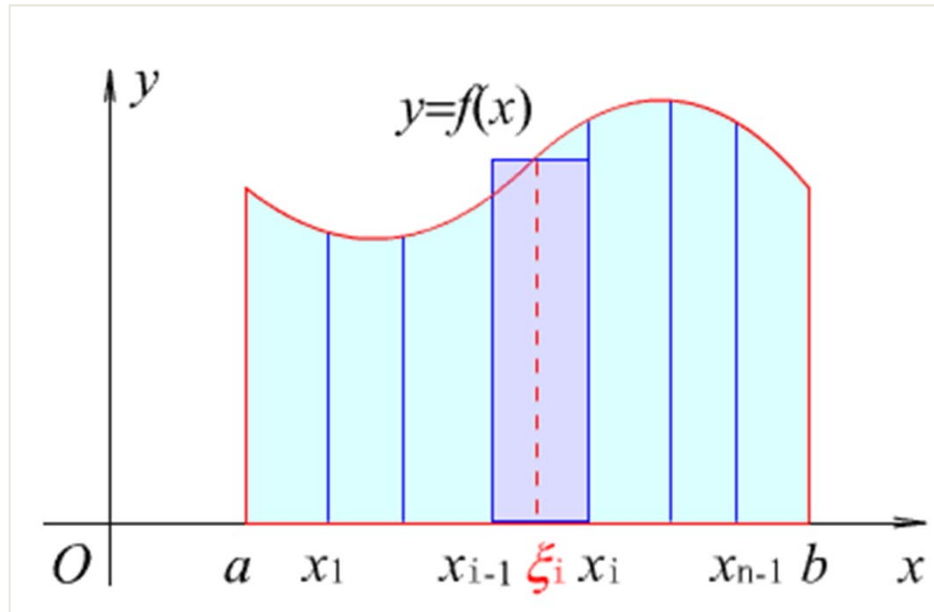
定积分的定义

设函数 $f(x)$ 在区间 $[a, b]$ 上有界.

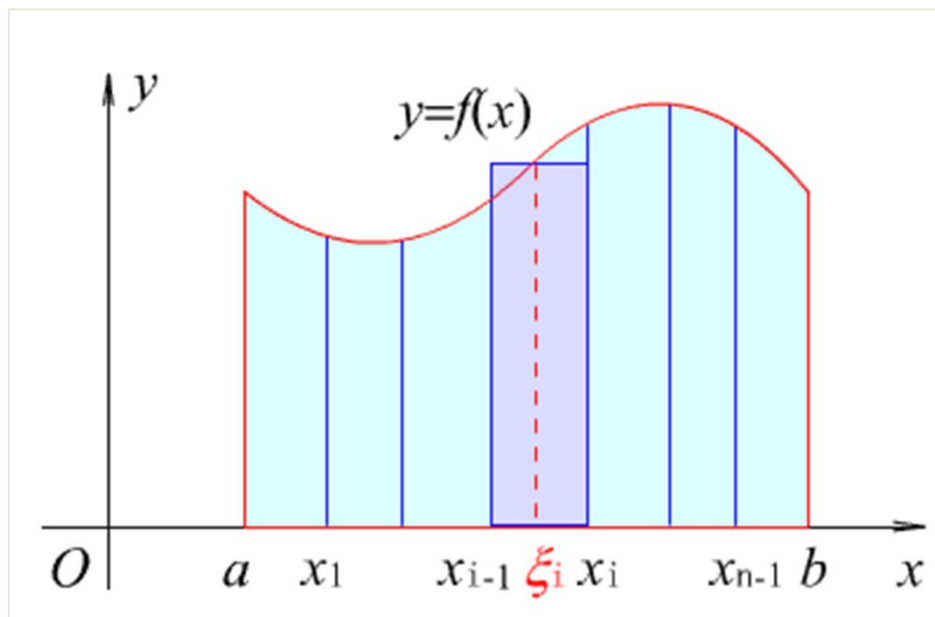
在区间 $[a, b]$ 内插入分点: $a=x_0 < x_1 < x_2 < \cdots < x_{n-1} < x_n=b$;

记 $\Delta x_i = x_i - x_{i-1}$ ($i=1, 2, \cdots, n$), $\lambda = \max\{\Delta x_1, \Delta x_2, \cdots, \Delta x_n\}$;

在小区间 $[x_{i-1}, x_i]$ 上任取一点 ξ_i ($i=1, 2, \dots, n$), 作和 $\sum_{i=1}^n f(\xi_i) \Delta x_i$



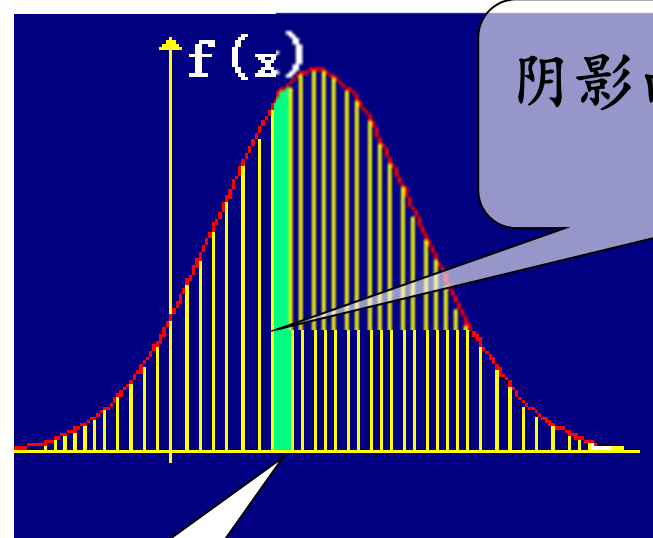
•如果当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, 上述和式的极限存在, 且极限值与区间 $[a, b]$ 的分法和 ξ_i 的取法无关, 则称此极限为函数 $f(x)$ 在区间 $[a, b]$ 上的定积分, 记为 $\int_a^b f(x)dx$ 即 $\int_a^b f(x)dx = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n f(\xi_i) \Delta x_i$



二、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 $x_0 < x_1 < x_2 < \dots$ ，则 X 落在小区间 $[x_i, x_{i+1})$ 的概率是

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



阴影面积近似为
 $f(x_i)\Delta x_i$

小区间 $[x_i, x_{i+1})$

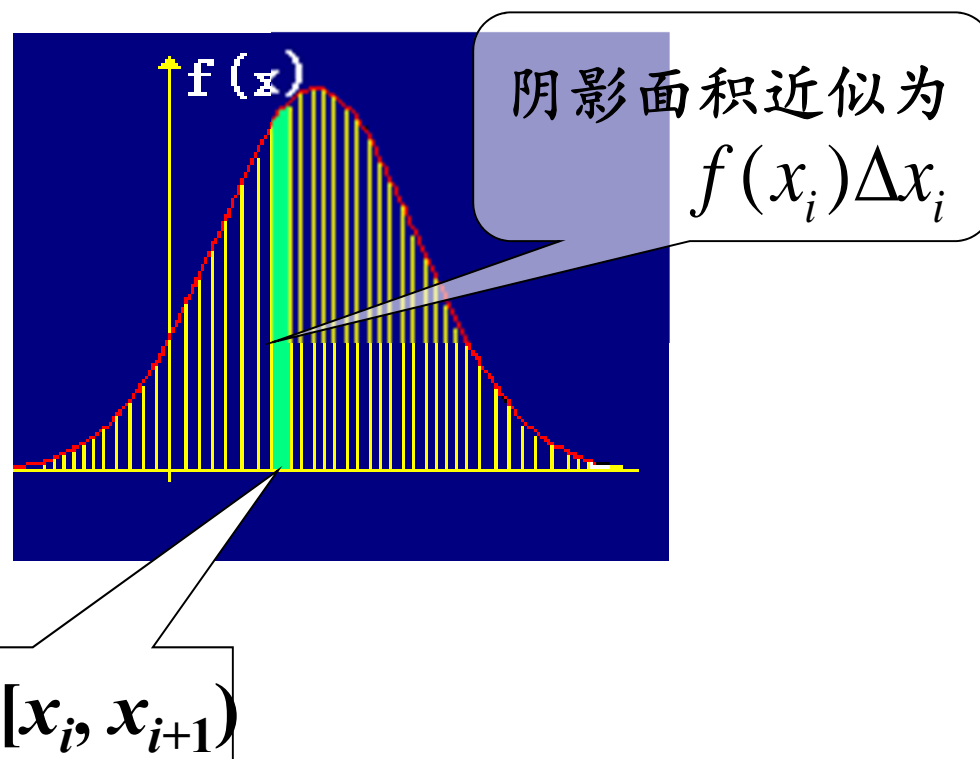
由于 x_i 与 x_{i+1} 很接近, 所以区间 $[x_i, x_{i+1})$ 中的值可以用 x_i 来近似代替.

因此 X 与以概率 $f(x_i)\Delta x_i$ 取值 x_i 的离散型随机变量近似, 该离散型随机变量的数学期望是

$$\sum x_i f(x_i) \Delta x_i$$

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

的渐近和式.



由此我们引进如下定义

定义 设 X 是连续型随机变量, 其概率密度为 $f(x)$, 如果积分

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

绝对收敛, 则称此积分值为 X 的数学期望, 即

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

请注意: 连续型随机变量的数学期望是一个**绝对收敛**的积分.

例7 设 $X \sim U(a, b)$, 求 $E(X)$.

解 X 的概率密度为

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

X 的数学期望为

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

即数学期望位于区间 (a, b) 的中点.

例8 有2个相互独立工作的电子装置，它们的寿命 X_k ($K=1,2$) 服从同一指数分布，其概率密度为

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

若将这个电子装置串联连接组成整机,求整机寿命(以小时计) N 的数学期望.

解 $X_k (k = 1,2)$ 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$N = \min(X_1, X_2)$ 的分布函数为

$$F_{\min}(x) = 1 - [1 - F(x)]^2 = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

于是 N 的概率密度为

$$f_{\min}(x) = \begin{cases} \frac{2}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$E(N) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{\min}(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{2x}{\theta} e^{-\frac{2x}{\theta}} dx = \frac{\theta}{2}$$

三、随机变量函数的数学期望

问题的提出:

设已知随机变量 X 的分布, 我们需要计算的不是 X 的期望, 而是 X 的某个函数的期望, 比如说 $g(X)$ 的期望. 那么应该如何计算呢?

一种方法是, 因为 $g(X)$ 也是随机变量, 故应有概率分布, 它的分布可以由已知的 X 的分布求出来. 一旦我们知道了 $g(X)$ 的分布, 就可以按照期望的定义把 $E[g(X)]$ 计算出来.

使用这种方法必须先求出随机变量函数 $g(X)$ 的分布，一般是比较复杂的。

那么是否可以不先求 $g(X)$ 的分布而只根据 X 的分布求得 $E[g(X)]$ 呢？

下面的定理指出，答案是肯定的。

定理 设 Y 是随机变量 X 的函数: $Y=g(X)$ (g 是连续函数)

(1) 当 X 为离散型时,它的分布率为 $P(X=x_k)=p_k$;

($k=1,2,\cdots$),若 $\sum_{k=1}^{\infty} g(x_k)p_k$ 绝对收敛, 则有

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

(2) 当 X 为连续型时,它的概率密度为 $f(x)$.若

$\int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx$ 绝对收敛, 则有

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

证明：设 X 是连续型随机变量，且 $y = g(x)$ 满足第二章第五节中定理的条件。

随机变量 $Y = g(X)$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] |h'(y)|, & \alpha < y < \beta, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_{\alpha}^{\beta} y f_X[h(y)] |h'(y)| dy.$$

当 $h'(y)$ 恒 > 0 时，

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

当 $h'(y)$ 恒 < 0 时,

$$E(Y) = -\int_{\alpha}^{\beta} y f_X[h(y)] h'(y) dy$$

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

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

$$E(Y) = E[g(X)] = \begin{cases} \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k) p_k, & X \text{离散型} \\ \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx, & X \text{连续型} \end{cases}$$

该公式的重要性在于：当我们求 $E[g(X)]$ 时，不必知道 $g(X)$ 的分布，而只需知道 X 的分布就可以了。这给求随机变量函数的期望带来很大方便。

上述定理还可以推广到两个或两个以上随机变量的函数的情况。

设 Z 是随机变量 X, Y 的函数 $Z = g(X, Y)$ (g 是连续函数)

Z 是一维随机变量, 则

(1) 若 (X, Y) 是二维连续型, 概率密度为 $f(x, y)$, 则有

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

(2) 若 (X, Y) 是二维离散型, 概率分布为
 $P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij} (i, j = 1, 2, \dots)$ 则有

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

这里假定上两式右边的 积分或级数都绝对收敛.

例9 设风速 V 在 $(0, a)$ 上服从均匀分布,即具有概率密度

$$f(v) = \begin{cases} \frac{1}{a} & 0 < v < a \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

又设飞机机翼受到的正压力 W 是 V 的函数: $W = kV^2$ ($k > 0$, 常数), 求 W 的数学期望.

解: 由上面的公式

$$E(W) = \int_{-\infty}^{+\infty} kv^2 f(v) dv = \int_0^a kv^2 \frac{1}{a} dv = \frac{1}{3} ka^2$$

例10 设随机变量 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2x^3 y^2}, & \frac{1}{x} < y < x, x > 1, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

求数学期望 $E(Y), E(\frac{1}{XY})$.

解 $E(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y f(x, y) \mathrm{d} y \mathrm{d} x$

$$= \int_1^{\infty} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^3 y} \mathrm{d} y \mathrm{d} x$$

$$= \frac{3}{2} \int_1^{\infty} \frac{1}{x^3} [\ln y]_{\frac{1}{x}}^x dx = 3 \int_1^{\infty} \frac{\ln x}{x^3} dx$$

$$= \left[-\frac{3 \ln x}{2 x^2} \right]_1^{\infty} + \frac{3}{2} \int_1^{\infty} \frac{1}{x^3} dx$$

$$= \frac{3}{4}.$$

$$E\left(\frac{1}{XY}\right) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{xy} f(x, y) dy dx$$

$$= \int_1^{\infty} dx \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^4 y^3} dy = \frac{3}{5}.$$

例11 某公司计划开发一种新产品市场,并试图确定该产品的产量. 他们估计出售一件产品可获利 m 元, 而积压一件产品导致 n 元的损失. 再者, 他们预测销售量 Y (件)服从指数分布, 其概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases} \quad \theta > 0,$$

问若要获得利润的数学期望最大, 应生产多少件产品(m, n, θ 均为已知)?

解 设生产 x 件, 则获利 Q 是 x 的函数:

$$Q = Q(x) = \begin{cases} mY - n(x - Y), & Y < x, \\ mx, & Y \geq x. \end{cases}$$

$$E(Q) = \int_0^{\infty} Q f_Y(y) \mathrm{d} y$$

$$= \int_0^x [my - n(x - y)] \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} \mathrm{d} y + \int_x^{\infty} mx \frac{1}{\theta} e^{-y/\theta} \mathrm{d} y$$

$$= (m + n)\theta - (m + n)\theta e^{-x/\theta} - nx,$$

$$\text{令 } \frac{\mathrm{d}}{\mathrm{d} x} E(Q) = (m + n)e^{-x/\theta} - n = 0,$$

$$\text{得 } x = -\theta \ln\left(\frac{n}{m + n}\right).$$

$$\text{又 } \frac{\mathrm{d}^2}{\mathrm{d}x^2} E(Q) = \frac{-(m+n)}{\theta} e^{-x/\theta} < 0,$$

故知当 $x = -\theta \ln\left(\frac{n}{m+n}\right)$ 时, $E(Q)$ 取得极大值, 且可

知这也是最大值.

$$\text{例如, 若 } f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{10000} e^{-\frac{1}{10000}y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0. \end{cases}$$

且有 $m = 500$ 元, $n = 2000$ 元, 则

$$x = -10000 \ln\left(\frac{2000}{500 + 2000}\right) = 2231.4.$$

取 $x = 2231$ (件).

例12 某甲与其他三人参与一个项目的竞拍, 价格以千美元计, 价格高者获胜. 若甲中标, 他就将此项目以10千美元转让给他人. 可认为其他三人的竞拍价是相互独立的, 且都在7~11千美元之间均匀分布. 问甲应如何报价才能使获益的数学期望为最大(若甲中标必须将此项目以他自己的报价买下).

解 设 X_1, X_2, X_3 是其他三人的报价, 按题意 X_1, X_2, X_3 相互独立, 且在区间 $(7, 11)$ 上服从均匀分布. 其分布函数为

$$F(u) = \begin{cases} 0, & u < 7, \\ \frac{u-7}{4}, & 7 \leq u < 11, \\ 1, & u \geq 11. \end{cases}$$

以 Y 记三人最大出价, 即 $Y = \max\{X_1, X_2, X_3\}$.

Y 的分布函数为

$$F_Y(u) = \begin{cases} 0, & u < 7, \\ \left(\frac{u-7}{4}\right)^3, & 7 \leq u < 11, \\ 1, & u \geq 11. \end{cases}$$

若甲的报价为 x , 按题意 $7 \leq x \leq 10$, 知甲能赢得这一项目的概率为

$$p = P\{Y \leq x\} = F_Y(x) = \left(\frac{x-7}{4}\right)^3, \quad (7 \leq x \leq 10).$$

以 $G(X)$ 记甲的赚钱数, $G(X)$ 是一个随机变量,

它的分布律为

$G(X)$	$10 - x$	0
概率	$\left(\frac{x-7}{4}\right)^3$	$1 - \left(\frac{x-7}{4}\right)^3$

于是甲赚钱的数学期望为

$$E[G(X)] = \left(\frac{x-7}{4}\right)^3 (10-x).$$

$$\text{令 } \frac{d}{dx} E[G(X)] = \frac{1}{4^3} [(x-7)^2 (37-4x)] = 0,$$

得 $x = \frac{37}{4}$, $x = 7$ (舍去).

又知 $\frac{d^2}{d^2 x} E[G(X)] \Big|_{x=37/4} < 0$.

故知当甲的报价为 $x = 37/4$ 千美元时, 他赚钱的数学期望达到极大值, 还可知这也是最大值.

四、数学期望的性质

1. 设 C 为常数, 则有 $E(C)=C$.

证 可将 C 看成离散型随机变量, 分布律为 $P\{X=C\}=1$, 故由定义即得 $E(C)=C$.

2. 设 C 为常数, X 为随机变量, 则有 $E(CX)=CE(X)$.

证 设 X 的概率密度为 $f(x)$, 则有

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

3. 设 X, Y 为任意两个随机变量, 都有

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

证 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, 边缘概率密度分别为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$,

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

推广到任意有限多个随机变量之和的情形, 有

$$E(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + \cdots + E(X_n)$$

$$E(k_1 X_1 + k_2 X_2 + \cdots + k_n X_n) = k_1 E(X_1) + k_2 E(X_2) + \cdots + k_n E(X_n)$$

4. 设 X, Y 为相互独立的随机变量, 则有

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

证 因为 X 与 Y 相互独立, 故其联合概率密度与边缘概率密度满足

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

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

推广到任意有限多个相互独立的随机变量之积的情形, 有

$$E(X_1X_2 \cdots X_n) = E(X_1)E(X_2) \cdots E(X_n)$$

例13 一民航送客车载有 20 位旅客自机场开出，旅客有 10 个车站可以下车．如果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 $E(X)$ (设每位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 引入随机变量，

$$X_i = \begin{cases} 0, & \text{在第 } i \text{ 站没有人下车,} \\ 1, & \text{在第 } i \text{ 站有人下车,} \end{cases} \quad i = 1, 2, \dots, 10.$$



易知
$$X = X_1 + X_2 + \cdots + X_{10}.$$

现在来求 $E(X)$.

按题意,任一旅客在第 i 站不下车的概率为 $\frac{9}{10}$,

因此 20 位旅客都不在第 i 站下车的概率为 $\left(\frac{9}{10}\right)^{20}$,

在第 i 站有人下车的概率为 $1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20}$,也就是

$$P\{X_i = 0\} = \left(\frac{9}{10}\right)^{20}, P\{X_i = 1\} = 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20},$$

$$i = 1, 2, \dots, 10.$$

由此 $E(X_i) = 1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20}, \quad i = 1, 2, \dots, 10.$

进而 $E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_{10})$

$$= E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_{10})$$

$$= 10 \left[1 - \left(\frac{9}{10}\right)^{20} \right] = 8.784(\text{次}).$$

例14 设一电路中电流 $I(\text{A})$ 与电阻 $R(\Omega)$ 是两个相互独立的随机变量, 其概率密度分别为

$$g(i) = \begin{cases} 2i, & 0 \leq i \leq 1, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases} \quad h(r) = \begin{cases} \frac{r^2}{9}, & 0 \leq r \leq 3, \\ 0, & \text{其他}, \end{cases}$$

试求电压 $V = IR$ 的均值.

解

$$\begin{aligned} E(V) &= E(IR) = E(I)E(R) \\ &= \left[\int_{-\infty}^{\infty} ig(i)di \right] \left[\int_{-\infty}^{\infty} rh(r)dr \right] \\ &= \left[\int_0^1 2i^2 di \right] \left[\int_0^3 \frac{r^3}{9} dr \right] = \frac{3}{2} (\text{V}). \end{aligned}$$

如何确定投资决策方向?

某人有10万元现金,想投资于某项目,预估成功的机会为 30%,可得利润8万元,失败的机会为70%,将损失 2 万元. 若存入银行,同期间的利率为5%,问是否作此项投资?



解 设 X 为投资利润, 则

X	8	-2
p	0.3	0.7

$E(X) = 8 \times 0.3 - 2 \times 0.7 = 1$ (万元), 存入银行的利息:
 $10 \times 5\% = 0.5$ (万元), 故应选择投资.

数学期望不存在的实例

设离散型随机变量 X 的分布律为

$$p_k = P\left\{X = (-1)^k \frac{2^k}{k}\right\} = \frac{1}{2^k}, k = 1, 2, \dots,$$

求 $E(X)$.

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

但是
$$\sum_{k=1}^{\infty} |x_k| p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} = \infty.$$

因而其数学期望 $E(X)$ 不存在.

小结

1.离散型

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

2.连续型

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

3. $Y=g(X)$

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

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

4. $Y=g(X, Y)$

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

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

5、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**.

6、数学期望的性质

$$1^{\circ} \quad E(C) = C.$$

$$2^{\circ} \quad E(CX) = CE(X).$$

$$3^{\circ} \quad E(X + Y) = E(X) + E(Y).$$

$$4^{\circ} \quad X \text{和} Y \text{相互独立} \Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y).$$

作业：课后习题2、4、9、11、12

练习 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{4}(1 - x^3 y + xy^3), & |x| < 1, |y| < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试验证 $E(XY) = E(X)E(Y)$, 但 X 和 Y 是不独立的.

$$\text{解 } E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xyf(x, y)dx dy = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 xy \cdot \frac{1}{4}(1 - x^3 y + xy^3)dx dy$$

$$= \frac{1}{4} \int_{-1}^1 \left(-\frac{2}{3}x^4 + \frac{2}{5}x^2 \right) dx = \frac{1}{4} \left[-\frac{2}{15}x^5 + \frac{2}{15}x^3 \right]_{-1}^1 = 0$$

$$E(X) = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 x \cdot \frac{1}{4}(1 - x^3 y + xy^3)dx dy = \frac{1}{4} \int_{-1}^1 2x dx = 0$$

$$E(Y) = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 y \cdot \frac{1}{4}(1 - x^3 y + xy^3)dx dy = \frac{1}{4} \int_{-1}^1 2y dy = 0$$

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

所以 $E(XY) = E(X)E(Y) = 0$

X的边缘概率密度

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

$$= \int_{-1}^1 \frac{1}{4} (1 - x^3 y + xy^3) dy = \frac{1}{2}$$

同理可得Y的边缘
概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 < x < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 < y < 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

显然有 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故X和Y是不独立的.