

第四章 数字特征与特征函数

我们知道：任何随机变量都有分布函数，目前为止，分布函数是我们研究随机变量和随机向量的惟一工具。但在实际应用中，分布函数往往不容易得到，此外，很多时候也没必要知道分布函数的表达式。为了进一步认识随机变量的性质，本章引进两个基本概念——数字特征与特征函数。数字特征一般比较容易求解，而且大都具有明确的概率意义。特征函数与分布函数一一对应，具有良好的分析性质，在极限定理（第五章）的研究中起重要作用。

第一节 数学期望

一、平均值与加权平均值

数学期望是随机变量的一个最基本的数字特征, 如果随机变量 X 表示学习成绩, 那么我们除了关心 X 的分布律外, 显然关心平均成绩的大小. 如果随机变量 X 表示一天中110台所接到的报警次数, 我们同样关心一天中的平均报警次数, 这样的例子是很多的. 随机变量的平均值如何求?

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

命中环数 x_k	0	2	5	7	8	10
命中次数 n_k	5	15	10	10	30	20
频率 $\frac{n_k}{n}$	$\frac{5}{90}$	$\frac{15}{90}$	$\frac{10}{90}$	$\frac{10}{90}$	$\frac{30}{90}$	$\frac{20}{90}$

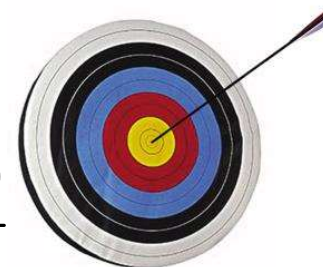
试问：该射手每次射击平均命中靶多少环？

解：平均射中环数 = $\frac{\text{射中靶的总环数}}{\text{射击次数}}$

$$= \frac{0 \times 5 + 2 \times 15 + 5 \times 10 + 7 \times 10 + 8 \times 30 + 10 \times 20}{90}$$

$$= 0 \times \frac{5}{90} + 2 \times \frac{15}{90} + 5 \times \frac{10}{90} + 7 \times \frac{10}{90} + 8 \times \frac{30}{90} + 10 \times \frac{20}{90}$$

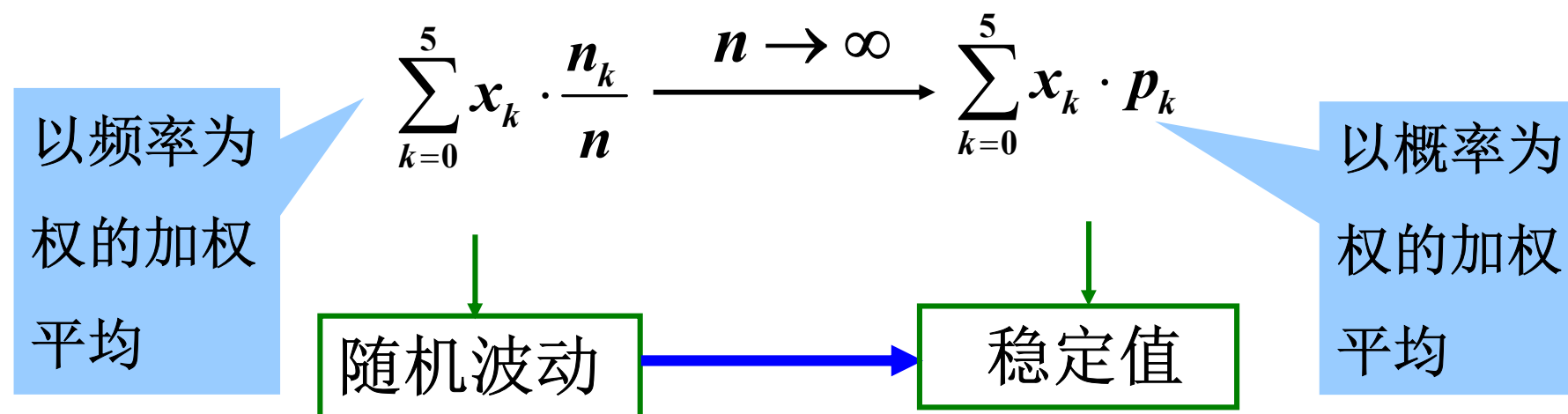
$$= \sum_{k=0}^5 x_k \cdot (n_k / n) = 6.56.$$



设射手命中的环数为随机变量 X . 则

$$\text{平均射中环数} = \sum_{k=0}^5 x_k \cdot \frac{n_k}{n} \rightarrow \text{频率随机波动}$$

“平均射中环数”的稳定值 = ?



$$\text{平均射中环数的稳定值} = \sum_{k=0}^5 x_k \cdot p_k$$

二、离散型场合

将上述公式推广到更一般的离散型随机变量，我们引进如下定义。

定义4.1.1 设 X 是一离散型随机变量，其概率分布为

X	x_1	x_2	x_n
P	p_1	p_2	p_n

如果级数 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i < +\infty$ ，则称级数 $\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ 为随机变

量 X 的**数学期望**，记为 EX ；如果级数 $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i = +\infty$ ，

则称随机变量 X 的数学期望不存在。

注：(1) 要求级数 $\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ 绝对收敛，是为了保证级数

$\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$ 的和随 x_i 位置的变化而改变。

(2) 一般利用逐项求导或逐项积分求级数 $\sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$

的和。 例如：

$$\begin{aligned}\sum_{n=1}^{\infty} n \cdot \frac{1}{2^n} &= \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{\infty} (x^n)' \Big|_{x=\frac{1}{2}} = \frac{1}{2} \left(\sum_{n=1}^{\infty} x^n \right)' \Big|_{x=\frac{1}{2}} \\ &= \frac{1}{2} \left(\frac{x}{1-x} \right)' \Big|_{x=\frac{1}{2}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{(1-x)^2} \Big|_{x=\frac{1}{2}} = 2\end{aligned}$$

例如：

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n \cdot 2^n} = \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^{\frac{1}{2}} x^{n-1} dx = \int_0^{\frac{1}{2}} \left(\sum_{n=1}^{\infty} x^{n-1} \right) dx$$
$$= \int_0^{\frac{1}{2}} \frac{1}{1-x} dx = -\ln(1-x) \Big|_0^{\frac{1}{2}} = \ln 2$$

显然数学期望由概率分布列唯一确定，因此也称为某概率分布的数学期望。

一些重要分布的数学期望：

【两点分布】

$$P\{X=1\} = p, \quad P\{X=0\} = q.$$

$$E(X) = p$$

【二项分布】

$$P\{X = k\} = C_n^k p^k q^{n-k}, \quad k = 0, 1, 2, \dots, n.$$

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

【泊松分布】

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

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

【几何分布】

$$P\{X = k\} = q^{k-1} p, \quad k = 1, 2, \dots$$

$$\begin{aligned} EX &= \sum_{k=1}^{\infty} k q^{k-1} p = p \sum_{k=1}^{\infty} (q^k)'_q = p \left(\sum_{k=1}^{\infty} q^k \right)'_q \\ &= p \left(\frac{q}{1-q} \right)'_q = \frac{1}{p}. \end{aligned}$$

【超几何分布】

【帕斯卡分布】

? — 后面利用数学期望的性质求解.

离散型随机变量数学期望不存在的例子

随机变量 X 的概率分布为

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

$$\sum_{k=1}^{\infty} x_k p_k = \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k \frac{1}{k} < +\infty, \quad \text{但} \sum_{k=1}^{\infty} |x_k| p_k = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} = +\infty$$

因此 X 的数学期望不存在.

三、应用举例

【例1】（一种验血新技术）假定有 N 个人需要验血，可有两种验血方式：（1）每个人的血分别化验，这时需要化验 N 次；（2）把 k 个人的血混在一起进行化验，如果结果显阴性，那么对这 k 个人只做一次化验就可以了；如果结果显阳性，那么必须对这 k 个人再逐个进行化验，这时对这个人共需要 $k+1$ 次化验．假定对所有的人来说，化验是阳性的概率都是 p ，而且他们的反应是独立的．设每个 k 人小组的检查次数是 X ．则

$$P\{X = 1\} = q^k, \quad P\{X = k + 1\} = 1 - q^k.$$

N 个人需要的化验次数的期望值是

$$\frac{N}{k} \left[1 \cdot q^k + (k+1) \cdot (1 - q^k) \right] = N \left(1 - q^k + \frac{1}{k} \right).$$

当 $q^k - \frac{1}{k} > 0$ 时，就能减少化验次数。

例如当 $p = 0.1$ ，取 $k = 4$ ，则 $q^k - \frac{1}{k} = 0.4$ 。即方法2平均能减少40%的工作量。 p 越小，这种方法减少的工作量越大。

例子 彩票、投资的决策、保险等。 公平的原则是：

支出（固定） = 期望收益（随机）。

彩票或赌博(书本P188—190)等通常：

支出（固定） < 期望收益（随机）。

四、连续型场合

连续型随机变量 X 可以用：以概率 $f(x_i)(x_i - x_{i-1})$ 取值为 x_i 的离散型随机变量近似，而其数学期望为

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

它是积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ 的渐进和式. 因而有如下定义.

定义4.1.2 设 X 是连续型随机变量，其密度函数为 $f(x)$ ，当 $\int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x)dx < +\infty$ 时，称 $\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$ 为 X 的数学期望(或均值)，记为 EX ；即

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

同离散一样，数学期望只与分布有关.

【正态分布】 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ & \stackrel{x=\sigma z+\mu}{=} \int_{-\infty}^{+\infty} (\sigma z + \mu) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = \mu. \end{aligned}$$

【指数分布】 $X \sim \exp(\lambda)$.

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_0^{+\infty} x\lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \frac{1}{\lambda} \int_0^{+\infty} te^{-t} dt = \frac{1}{\lambda} \Gamma(2) = \frac{1}{\lambda}. \end{aligned}$$

【均匀分布】 $X \sim U[a, b]$.

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

【柯西分布】 柯西分布的密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}.$$

由于

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

因而柯西分布不存在数学期望.

五、一般场合

定义4.1.3 若 X 的分布函数为 $F(x)$, 则定义

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x dF(x)$$

为 X 的**数学期望(或均值)**, 记为 EX .

这里要求积分绝对收敛, 否则称数学期望不存在.
当 $F(x)$ 是跳跃函数或绝对连续函数时, 即为离散型或连续型场合下的数学期望公式.

关于**Riemman – Stieltjes**积分.

$$\int_a^b g(x) dF(x) = \lim_{d(T) \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n g(\xi_i) [F(x_i) - F(x_{i-1})]$$

很容易推广到 $(-\infty, +\infty)$ 上, 性质类似于定积分.

六、随机变量函数的数学期望

定理4.1.1 若 $g(x)$ 是一元博雷尔函数, 而 $Y = g(X)$, 则

$$Eg(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} y dF_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) dF_X(x)$$

即这两个积分中, 若有一个存在, 则另一个也存在, 而且二者相等.

定理表明: 可由 X 的分布直接求 $Y = g(X)$ 的数学期望, 而不必利用 Y 的分布求.

$$E(Y) = E[g(X)] = \begin{cases} \sum_i g(x_i) p_i, & X \text{离散型,} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx, & X \text{连续型.} \end{cases}$$

【例2】（报童问题）设某报童每日的潜在卖报数量（顾客的需求量） z 服从参数为 λ 的泊松分布. 如果每卖出一份报可得报酬 a , 卖不掉而退回每份损失 b . 如某日该报童批进 n 份报纸, 试求其收益的期望值. 并求最优的批进数量.

解: 记 X 为报童每日实际卖出的报纸数量, 则

$$X = \begin{cases} z, & z < n \\ n, & z \geq n \end{cases}$$

其概率分布为
$$P\{X = k\} = \begin{cases} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, & k < n \\ \sum_{i=n}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, & k = n \end{cases}$$

这里的 X 服从截尾泊松分布.

记报童的收益为 Y , 则 Y 与 X 的关系为:

$$Y = g(X) = \begin{cases} aX - b(n - X), & X < n \\ an, & X = n \end{cases}$$

因此收益 Y 的数学期望为

$$\begin{aligned} EY = Eg(X) &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} [ak - b(n - k)] + \left(\sum_{i=n}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \right) an \\ &= na - n(a + b) \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} + (a + b) \lambda \sum_{k=0}^{n-2} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}. \end{aligned}$$

当 a, b, λ 给定后, 求 n 使得 EY 达到极大即可.
(最优化问题)

【例3】（最优存货量）某商场每销售一单位的某种商品可盈利3百元，但若销不出去而造成积压，则每单位商品因支付保管费而产生1百元的损失. 假定该商品的需求量 X 服从 $U[200, 400]$, 为保证收益的期望值最大, 试求该商场的最优存货量 n .

解：记商场的收益为 Y ，则 Y 与 X 的关系为

$$Y = g(X) = \begin{cases} 3X - (n - X), & X < n \\ 3n, & X \geq n \end{cases}$$

因此收益 Y 的数学期望为

$$\begin{aligned} EY &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x)dx = \frac{1}{200} \left[\int_{200}^n (4x - n)dx + \int_n^{400} 3n dx \right] \\ &= (-2n^2 + 1400n - 2 \cdot 200^2)/200. \end{aligned}$$

上式是 n 的函数, 求导并令导数为零, 得 $n=350$.
故该商场的最优存货量是350单位.

七、随机向量函数的数学期望

若随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数为 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 而 $g(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 n 元博雷尔函数. 则

$$\begin{aligned} & Eg(X_1, X_2, \dots, X_n) \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} g(x_1, x_2, \dots, x_n) dF(x_1, x_2, \dots, x_n) \end{aligned}$$

特别地

$$EX_1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 dF(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{+\infty} x_1 dF_1(x_1)$$

其中 $F_1(x_1)$ 是 X_1 的分布函数.

$$E(Z) = E[g(X, Y)]$$

$$= \begin{cases} \sum_j \sum_i g(x_i, y_j) p_{ij}, & (X, Y) \text{是离散型,} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy, & (X, Y) \text{是连续型.} \end{cases}$$

定义4.1.4 随机向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的数学期望为
 $(EX_1, EX_2, \dots, EX_n)$

其中

$$EX_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} x_i dF(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{+\infty} x_i dF_i(x_i)$$

这里 $F_i(x_i)$ 是 X_i 的分布函数.

八、数学期望的性质

性质1 若 $a \leq X \leq b$, 则 $a \leq EX \leq b$. 特别地 $Ec = c$, 这里 a, b, c 是常数.

性质2 线性性: 对任意常数 c_1, c_2, \dots, c_n 及 b 有

$$E\left(\sum_{i=1}^n c_i X_i + b\right) = \sum_{i=1}^n c_i EX_i + b.$$



证明: 性质2

$$\begin{aligned} E\left(\sum_{i=1}^n c_i X_i + b\right) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} \sum_{i=1}^n (c_i x_i + b) dF(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i EX_i + b \end{aligned}$$

性质2对计算数学期望很重要.

【超几何分布】有 N 件产品，其中次品有 M 件，从中取出 n 件，用 X 表示取出的次品数，则

$$P\{X=k\} = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}, \quad 0 \leq k \leq n \leq N, \quad k \leq M.$$

对于一个不放回的抽样，令

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{第 } i \text{ 次抽得次品} \\ 0, & \text{第 } i \text{ 次抽得正品} \end{cases}$$

则 $P\{X_i=1\} = \frac{M}{N}$, $P\{X_i=0\} = 1 - \frac{M}{N}$. 而

$$X = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$$

表示 n 次不放回抽样中的次品数，故有

$$EX = EX_1 + EX_2 + \cdots + EX_n = \frac{nM}{N}$$

【帕斯卡分布】在伯努利试验中，设事件 A 发生的概率为 p ，以 Y 表示事件 A 第 r 次出现时的试验次数．则 Y 是随机变量，其概率分布为

$$P\{Y = k\} = C_{k-1}^{r-1} p^r q^{k-r}, k = r, r+1, r+2, \dots$$

这个分布称为帕斯卡分布．

记 X_i 表示事件 A 第 $r-1$ 次出现后到事件 A 第 r 次出现时之间的试验次数，则 $X_i \sim G(p)$ ，并且

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_r$$

因而

$$EY = EX_1 + EX_2 + \dots + EX_r = \frac{r}{p}.$$

【例4】把数字 $1, 2, \dots, n$ 任意地排成一列, 如果数字 k 恰好出现在第 k 个位置上, 则称为一个巧合, 求巧合个数 X 的数学期望.

解: 令

$$X_k = \begin{cases} 1, & \text{数字 } k \text{ 恰好出现在第 } k \text{ 个位置上,} \\ 0, & \text{否则} \end{cases}.$$

则
$$X = \sum_{k=1}^n X_k,$$

$$E(X_k) = P(X_k = 1) = \frac{(n-1)!}{n!} = \frac{1}{n},$$

故
$$E(X) = \sum_{k=1}^n E(X_k) = n \cdot \frac{1}{n} = 1.$$

【例5】 设随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为

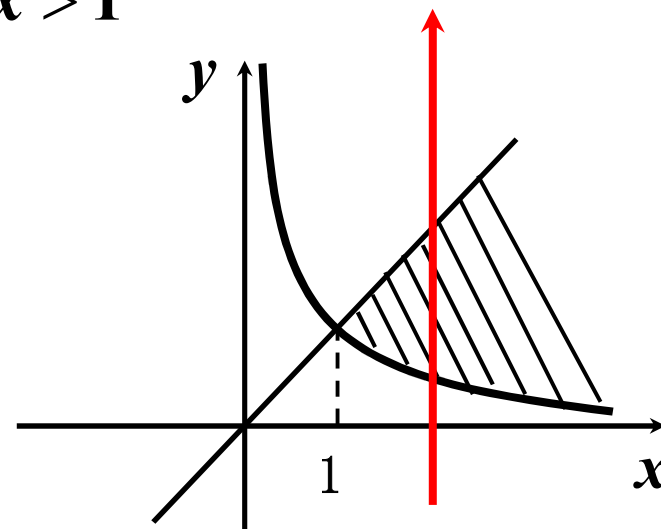
$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2x^3 y^2}, & \frac{1}{x} < y < x, x > 1 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

试求 $E(\frac{1}{XY})$, $E(Y)$.

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

$$= \int_1^{+\infty} dx \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^4 y^3} dy = \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{-2} \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^4} \left(\frac{1}{x^2} - x^2 \right) dx$$

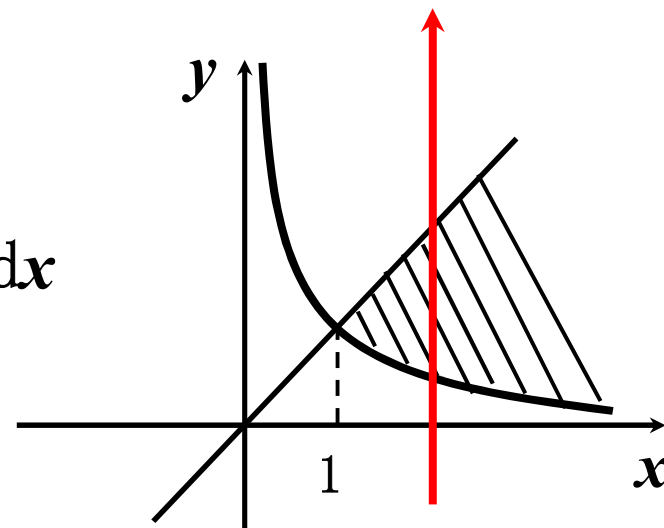
$$= -\frac{3}{4} \int_1^{+\infty} \left(\frac{1}{x^6} - \frac{1}{x^2} \right) dx = -\frac{3}{4} \cdot \left(\frac{1}{5} - 1 \right) = \frac{3}{5}.$$



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

$$= \int_1^{+\infty} dx \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{3}{2x^4 y} dy = 3 \cdot \int_1^{+\infty} \frac{1}{x^4} \ln x dx$$

$$= -\left(\frac{\ln x}{x^3} + \frac{1}{3x^3}\right) \Big|_1^{+\infty} = \frac{1}{3}$$



【例6】甲、乙两人进行象棋比赛, 甲每局胜的概率为 p , 乙每局胜的概率为 $q = 1 - p$.

(1) 比赛规则 I: 当某人比对方多胜两局时比赛结束, 多胜两局者为最终获胜者. 求规则 I 下, 甲最终获胜的概率.

(2) 比赛规则 II: 当某人连续胜两局时比赛结束, 连胜续两局者为最终获胜者. 求规则 II 下, 甲最终获胜的概率.

(3) 如果 $p < q$, 问甲应该选那种规则, 才能有更大的获胜概率.

(4) 试求两种规则下的平均比赛局数.

解：(1) 记 A 表示甲最终获胜， X 表示比赛总局数。显然在规则 I 下， X 一定是偶数，设局数为 $2n + 2$ ($n \geq 0$)。若甲最终获胜，则最后两局一定是甲胜，且在前面的第 $2k + 1$ 和第 $2k + 2$ 局中，甲与乙各胜一局，共有 2^n 种不同的可能。因而

$$\begin{aligned} P_1(A) &= \sum_{n=0}^{\infty} P(A, X=2n+2) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} 2^n (pq)^n \cdot p^2 = \frac{p^2}{1-2pq}. \end{aligned}$$

(2) 记 A 表示甲最终获胜， X 表示比赛总局数。在规则 II 下：

若 X 是奇数, 设局数为 $2n+1(n \geq 1)$.若甲最终获胜, 则最后一局甲赢, 前面的奇数局甲输, 偶数局甲赢.

若 X 是偶数, 设局数为 $2n+2(n \geq 0)$.若甲最终获胜, 则最后二局甲赢, 前面的奇数局甲赢, 偶数局甲输.

X 是偶数: $AA, ABAA, ABABAA, ABABABAA, \dots$

X 是奇数: $BAA, BABAA, BABABAA, BABABABAA, \dots$

$$\begin{aligned} P_2(A) &= \sum_{n=1}^{\infty} P(A, X=2n+1) + \sum_{n=0}^{\infty} P(A, X=2n+2) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} (pq)^n p + \sum_{n=0}^{\infty} (pq)^n p^2 \\ &= \frac{p^2 q}{1-pq} + \frac{p^2}{1-pq} = \frac{p^2(1+q)}{1-pq}. \end{aligned}$$

(3) 当 $p < q$ 时, $p < \frac{1}{2}$.

$$P_2(A) = \frac{p^2(1+q)}{1-pq} > \frac{p^2}{1-2pq} = P_1(A).$$

甲应该选规则 II.

(4) 无论甲还是乙获胜, 比赛都将结束, 在规则 I 下, 比赛局数 X 的分布为

$$\begin{aligned} P\{X = 2n + 2\} &= 2^n (pq)^n p^2 + 2^n (pq)^n q^2 \\ &= 2^n (pq)^n [p^2 + q^2], \quad n \geq 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} EX &= \sum_{n=0}^{\infty} (2n + 2) 2^n (pq)^n [p^2 + q^2] \\ &= 2(p^2 + q^2) \left[\sum_{n=0}^{\infty} (n + 1) (2pq)^n \right] = \frac{2(p^2 + q^2)}{(1 - 2pq)^2} = \frac{2}{1 - 2pq}. \end{aligned}$$

在规则 II 下，比赛局数 X 的分布为

$$P\{X = 2n\} = (pq)^{n-1} p^2 + (pq)^{n-1} q^2 = (pq)^{n-1} [p^2 + q^2],$$

$$P\{X = 2n + 1\} = (qp)^n p + (qp)^n q = (pq)^n, \quad n \geq 1.$$

$$EX = \sum_{n=1}^{\infty} 2n(pq)^{n-1} [p^2 + q^2] + \sum_{n=1}^{\infty} (2n + 1)(pq)^n$$

$$= 2(p^2 + q^2 + pq) \sum_{n=1}^{\infty} n(pq)^{n-1} + \sum_{n=1}^{\infty} (pq)^n$$

$$= \frac{2(1 - pq)}{(1 - pq)^2} + 2pq \sum_{n=1}^{\infty} n(pq)^{n-1} + \sum_{n=1}^{\infty} (pq)^n$$

$$= \frac{2(1 - pq)}{(1 - pq)^2} + \frac{pq}{1 - pq} = \frac{2 + pq}{1 - pq}.$$

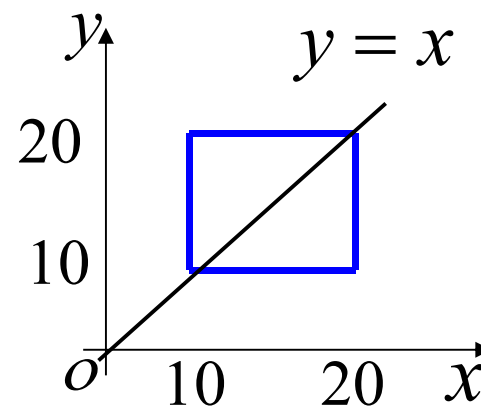
由于

$$\frac{2 + pq}{1 - pq} = \frac{2 - pq - p^2q^2}{1 - 2pq + p^2q^2} < \frac{2}{1 - 2pq}.$$

因此平均比赛局数越大，对弱者越不利.

练习题

某商店经销某种商品，每周进货量 X 与需求量 Y 是相互独立的随机变量，且都在区间 $[10, 20]$ 上均匀分布. 商店每售出一单位商品可获利1000元；若需求量超过进货量，商店可从它处调剂供应，这时每单位商品可获利500元；试计算此商店经销该种商品每周所获得利润的数学期望.



练习题解答:

设 Z 表示该种商品每周所得的利润, 则

$$Z = g(X, Y) = \begin{cases} 1000Y, & \text{若 } Y \leq X, \\ 1000X + 500(Y - X), & \text{若 } Y > X. \end{cases}$$

X 和 Y 相互独立, 因此 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 1/100, & 10 \leq x, y \leq 20, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(Z) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy \\ &= \frac{1}{100} \left[\int_{10}^{20} dx \int_{10}^x 1000y dy + \int_{10}^{20} dx \int_x^{20} 500(x + y) dy \right] \\ &\approx 14166.7(\text{元}) \end{aligned}$$

练习题:

$$\text{设}(X,Y) \sim N(0,0,1,1,0), \quad Z = \sqrt{X^2 + Y^2}.$$

求 Z 的数学期望.

练习题解答：

$$\begin{aligned} E(Z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \sqrt{x^2 + y^2} f(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \sqrt{x^2 + y^2} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2 + y^2}{2}} dx dy \\ &= \int_0^{2\pi} \left(\int_0^{+\infty} r \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{r^2}{2}} r dr \right) d\theta = \sqrt{\frac{\pi}{2}}. \end{aligned}$$