

例1. 从6女16男中，选出11人的理事会.

求： (1) 3女当选的概率；

(2) 6个女教授都当选的概率.

例2. 设52张牌，随机地均分给4家，

求每家都是“同花”的概率。

例3. 袋中装有4只白球和2只红球.

从袋中摸球两次,每次任取一球.有两种式:

(a)放回抽样; (b)不放回抽样.

求: (1)两球颜色相同的概率;

(2)两球中至少有一只白球的概率.

例4. 设一袋中有编号为1,2,...,9的球共9只,现从中任取3只,试求:

(1)取到1号球的概率 (事件A),

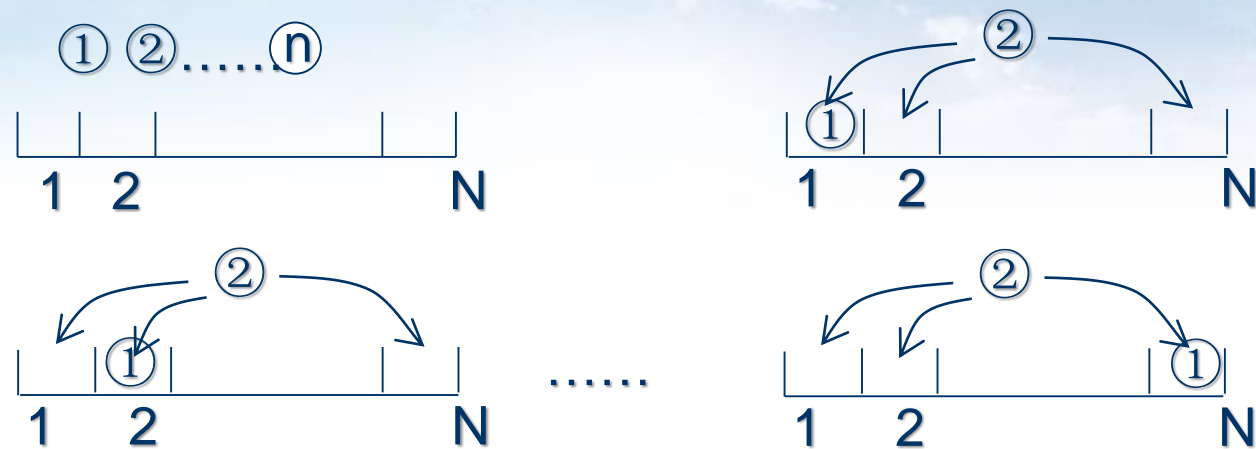
(2)最小号码为5的概率 (事件B)。

约会问题

例4 甲、乙两人相约在 0 到 T 这段时间内，在预定地点会面. 先到的人等候另一个人，经过时间 t ($t < T$) 后离去. 设每人在 0 到 T 这段时间内各时刻到达该地是等可能的，且两人到达的时刻互不相关. 求甲、乙两人能会面的概率.

例（生日问题） 将 n 个不同的球，投入 N 个不同的盒中 ($n \leq N$)，
 设每一球落入各盒的概率相同，且各盒可放的球数不限，
 记 $A = \{ \text{恰有 } n \text{ 个盒子各有一球} \}$ ，求 $P(A)$ 。

解：



即当 $n=2$ 时，共有 N^2 个样本点。一般地， n 个球放入 N 个盒子中，总样本点数为 N^n ，使 A 发生的样本点数 $= C_N^n \cdot n!$

$$\Rightarrow P(A) = C_N^n \cdot n! / N^n$$

若取 $n=64$, $N=365$ $\Rightarrow P(\bar{A}) = 1 - C_N^n \cdot n! / N^n = 0.997$

解释为一个64人的班上，至少有两人在同一天过生日的概率为99.7%。

例7 (生日问题续——教材例7)

将 r 个有区别的球随机放入 n 个不同的盒子，每个盒子容纳球的个数不限， $r \leq n$ ，试求

- (1) 某盒（指定）不多于两个球A的概率
- (2) 至少有一个盒子多于一个球B的概率
- (3) 恰有一盒多于一球C的概率

解

$$\begin{aligned} (1) P(A) &= P(A_0) + P(A_1) + P(A_2) \\ &= \frac{(n-1)^r}{n^r} + \frac{C_r^1 (n-1)^{r-1}}{n^r} + \frac{C_r^2 (n-1)^{r-2}}{n^r} \\ (2) P(B) &= 1 - P(\bar{B}) = 1 - \frac{C_n^r r!}{n^r} = 1 - \frac{A_n^r}{n^r} \\ (3) P(C) &= \frac{C_n^1 \sum_{i=2}^r C_r^i A_{n-1}^{r-i}}{n^r} \end{aligned}$$

例（抽签问题） 一袋中有 a 个红球， b 个白球，记 $a+b=n$.
设每次摸到各球的概率相等，每次从袋中摸一球，不放回地摸 n 次。
设 $A_k = \{ \text{第}k\text{次摸到红球} \}$ ， $k=1, 2, \dots, n$. 求 $P(A_k)$ □

解：

可设想将 n 个球进行编号：① ② ... ②
其中 ① —— ② 号球为红球，将 n 个人也编号为 $1, 2, \dots, n$.

抽签的结果为：

$\frac{1}{1}, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{k}, \dots, \frac{1}{n}$

可以是①号球，
亦可以是②号
球.....是 ② 号
球

$$P(A_k) = \frac{a(a+b-1)!}{(a+b)!} = \frac{a}{a+b}$$

----- 与 k 无关

例1 在1, 2, 3, 4, 5这5个数码中, 每次取一个数码, 取后不放回, 连取两次。

求在第1次取到偶数的条件下, 第2次取到奇数的概率。

解: 设 A : 第一次取到偶数, B : 第二次取到奇数

公式法:

$$P(B | A) = \frac{P(AB)}{P(A)} = \frac{2 \cdot 3 / 5 \cdot 4}{2 \cdot 4 / 5 \cdot 4} = \frac{3}{4}$$

空间缩小法 :

$$P(A | B) = \frac{3}{4}$$

例2 10件产品中有6件正品，4件次品，从中任取4件，求至少取到1件次品时，取到的次品数不多于2件的概率。

解： 设 A：次品数不多于2件， B：至少1件次品

B_i ：恰好取*i*件次品， $i = 0, 1, 2$

$$P(B) = 1 - P(B_0) = 1 - \frac{C_6^4}{C_{10}^4} = \frac{13}{14}$$

$$\begin{aligned} P(AB) &= P(B_1 + B_2) = P(B_1) + P(B_2) \\ &= \frac{C_4^1 C_6^3}{C_{10}^4} + \frac{C_4^2 C_6^2}{C_{10}^4} = \frac{8}{21} + \frac{9}{21} = \frac{17}{21} \end{aligned}$$

$$P(A | B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{34}{39}$$

例3 某厂生产的产品能直接出厂的概率为 70%，余下的 30% 产品要经调试后再定。已知调试后有 80% 产品可以出厂，20% 的产品要报废。求产品的报废率。

解： 设 $A = \{\text{生产的产品要报废}\}$ ， $B = \{\text{生产的产品要调试}\}$
已知 $P(B) = 0.3$ ， $P(A|B) = 0.2$

$$\begin{aligned} P(A) &= P(AB \cup A\bar{B}) = P(AB) + P(A\bar{B}) \\ &= P(B) \cdot P(A|B) + P(\bar{B}) \cdot P(A|\bar{B}) \quad P(A|\bar{B}) = 0 \\ &= 0.3 \times 0.2 + 0.7 \times 0 = 6\% \end{aligned}$$

利用乘法公式

另解： $A \subset B, A = AB$,

$$P(A) = P(AB) = P(B)P(A|B) = 0.3 \times 0.2 = 6\%$$

例4 从52张牌中任取2张，采用(1)放回抽样 (2) 不放回抽样，求恰好抽到“一红一黑”的概率。

解： 设 $A_i = \{\text{第}i\text{次取到红牌}\}$, $i=1, 2$
 $B = \{\text{取2张恰是一红一黑}\}$

$$P(B) = P(A_1 \bar{A}_2 \cup \bar{A}_1 A_2) = P(A_1 \bar{A}_2) + P(\bar{A}_1 A_2)$$

利用乘法
公式

$$= P(A_1) \cdot P(\bar{A}_2 | A_1) + P(\bar{A}_1) \cdot P(A_2 | \bar{A}_1)$$

(1) 若为放回抽样:

$$P(B) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = C_2^1 \left(\frac{1}{2}\right)^1 \left(\frac{1}{2}\right)^1 = \frac{1}{2}$$

(2) 若为不放回抽样:

$$P(B) = \frac{26}{52} \cdot \frac{26}{51} + \frac{26}{52} \cdot \frac{26}{51} = C_{26}^1 C_{26}^1 / C_{52}^2 = \frac{26}{51}$$

例： 某行业进行专业劳动技能考核，一个月安排一次，每人最多参加3次。某人第一次参加能通过的概率为60%；如果第一次未通过就去参加第二次，这时能通过的概率为80%；如果第二次再未通过，则去参加第三次，此时能通过的概率为90%。求这人能通过考核的概率。

解： 设 $A_i = \{ \text{这人第} i \text{次通过考核} \}$, $i=1, 2, 3$
 $A = \{ \text{这人通过考核} \}$, $A = A_1 \cup \bar{A}_1 A_2 \cup \bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3$

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A_1) + P(\bar{A}_1 A_2) + P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 A_3) \\ &= P(A_1) + P(\bar{A}_1) \cdot P(A_2 | \bar{A}_1) + P(\bar{A}_1) \cdot P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) P(A_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) \\ &= 0.60 + 0.4 \times 0.8 + 0.4 \times 0.2 \times 0.9 = 0.992 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) \\ &= 1 - P(A_2 | \bar{A}_1) \\ &= 1 - 0.8 = 0.2 \end{aligned}$$

亦可：

$$\begin{aligned} P(A) &= 1 - P(\bar{A}) = 1 - P(\bar{A}_1 \bar{A}_2 \bar{A}_3) = 1 - P(\bar{A}_1) P(\bar{A}_2 | \bar{A}_1) P(\bar{A}_3 | \bar{A}_1 \bar{A}_2) \\ &= 1 - 0.4 \times 0.2 \times 0.1 = 0.992 \end{aligned}$$

例1 某单位有甲、乙两人，已知甲近期出差的概率为80%；
若甲出差，则乙出差的概率为20%；
若甲不出差，则乙出差的概率为90%。

(1) 求近期乙出差的概率；

(2) 若已知乙近期出差在外，求甲出差的概率。

解： 设 $A=\{\text{甲出差}\}$ ， $B=\{\text{乙出差}\}$

已知 $P(A)=0.80$, $P(B|A)=0.20$, $P(B|\bar{A})=0.90$

$$\begin{aligned}(1) \quad P(B) &= P(AB \cup \bar{A}B) = P(AB) + P(\bar{A}B) \\ &= P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) \\ &= 0.8 \times 0.2 + 0.2 \times 0.9 = 34\%\end{aligned}$$

全概率
公式

$$(2) \quad P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P(A)P(B|A)}{P(AB) + P(\bar{A}B)} = \frac{16}{34} = \frac{8}{17}$$

Bayes
公式

例2 根据以往的临床记录，某种诊断癌症的检测具有5%的假阳性及5%的假阴性。即

设 $A = \{\text{检测是阳性}\}$ ， $C = \{\text{被诊断患有癌症}\}$

则有： $P(A | \bar{C}) = 5\%$ ， $P(\bar{A} | C) = 5\%$ ，

已知癌症患病率 $P(C) = 0.005$ ，此法能否用于癌症普查？

解： 考察 $P(C | A)$

$$\begin{aligned} P(C | A) &= \frac{P(AC)}{P(A)} \\ &= \frac{P(C) \cdot P(A | C)}{P(C)P(A | C) + P(\bar{C})P(A | \bar{C})} = 0.087 \end{aligned}$$

若用于普查，100个阳性病人中被诊断患有癌症的大约只有8.7个，很不准确，不宜用于普查。

例1 某电子设备厂所用的晶体管是由三家元件制造厂提供的,数据如下:

元件制造厂	次品率	提供的份额
1	0.02	0.15
2	0.01	0.80
3	0.03	0.05

- (1) 任取一只晶体管, 求它是次品的概率.
- (2) 任取一只, 若它是次品, 则由三家工厂生产的概率分别是多少?

例2 对以往数据分析结果表明，当机器调整得良好时，产品的合格率为90%，而当机器发生某一故障时，其合格率为30%。

每天早晨开动时机器调整良好的概率为75%。

试求已知某日早上第一件产品是合格品时，机器调整得良好的概率是多少？

例1 有4个独立元件构成的系统(如图)，设每个元件能正常运行的概率为 p ，求系统正常运行的概率。



注意：这里系统的概念与电路 中的概念不同，指可靠性系统。

解：设 $A_i = \{\text{第}i\text{个元件运行正常}\}, i = 1, 2, 3, 4$

$A = \{\text{系统运行正常}\}$ 则： $A = A_1 (A_2 A_3 \cup A_4)$

由题意知， A_1, A_2, A_3, A_4 相互独立

$$\Rightarrow P(A) = P(A_1) \cdot P(A_2 A_3 \cup A_4) = p(p^2 + p - p^3)$$

💡 另解， $P(A) = P(A_1 A_2 A_3 \cup A_1 A_4) = p^3 + p^2 - p^5$ ，对吗？

例2 两架飞机依次轮番对同一目标投弹轰炸。每架飞机各带3颗炸弹，每次投下一颗炸弹。
第1架飞机每次投弹命中的概率为0.3，第2架飞机为 0.4，
求炸弹耗尽前能命中目标的概率。

解：

$$\begin{aligned} P(A) &= 1 - P(\bar{A}) = 1 - P(\bar{A}_1 \bar{B}_1 \bar{A}_2 \bar{B}_2 \bar{A}_3 \bar{B}_3) \\ &= 1 - 0.7^3 \times 0.6^3 \\ &= 1 - 0.343 \times 0.216 = 1 - 0.074 = 0.926 \end{aligned}$$

例 设每个人的血清中含有肝炎病毒的概率为0.4%，求来自不同地区的100个人的血清混合液中含有肝炎病毒的概率。

解 设这100个人的血清混合液中含有肝炎病毒为事件 A ，
第 i 个人的血清中含有肝炎病毒为事件 A_i
 $i = 1, 2, \dots, 100$

则 $A = \bigcup_{i=1}^{100} A_i$

$$P(A) = 1 - \prod_{i=1}^{100} [1 - P(A_i)] = 1 - (1 - 0.004)^{100} \approx 0.33$$

若 B_n 表示 n 个人的血清混合液中含有肝炎病毒，则

$$P(B_n) = 1 - (1 - \varepsilon)^n, \quad 0 < \varepsilon < 1$$

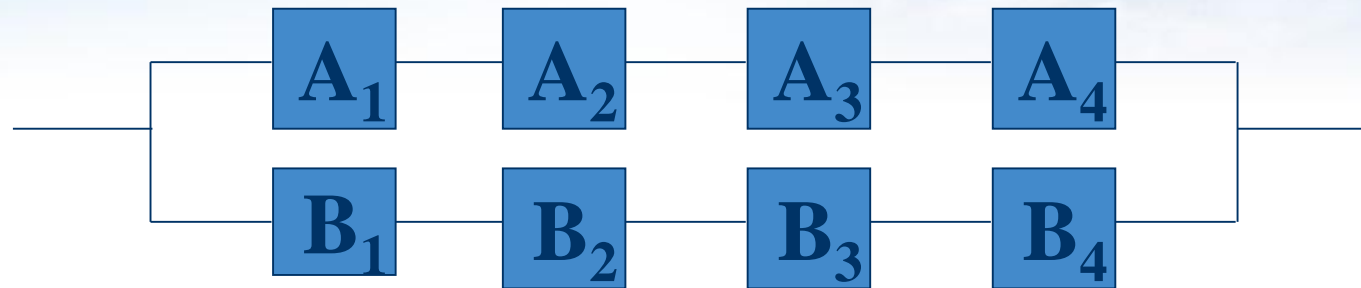
$$n = 1, 2, \dots$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(B_n) = 1$$

—— 不能忽视小概率事件，小概率事件迟早要发生

例3 设有8个元件,每个元件的可靠性 (元件能正常工作的概率)均为 p ,按如下两种方式组成系统,试比较两个系统的可靠性.

系统1: 先串联后并联 (并串联)



解:

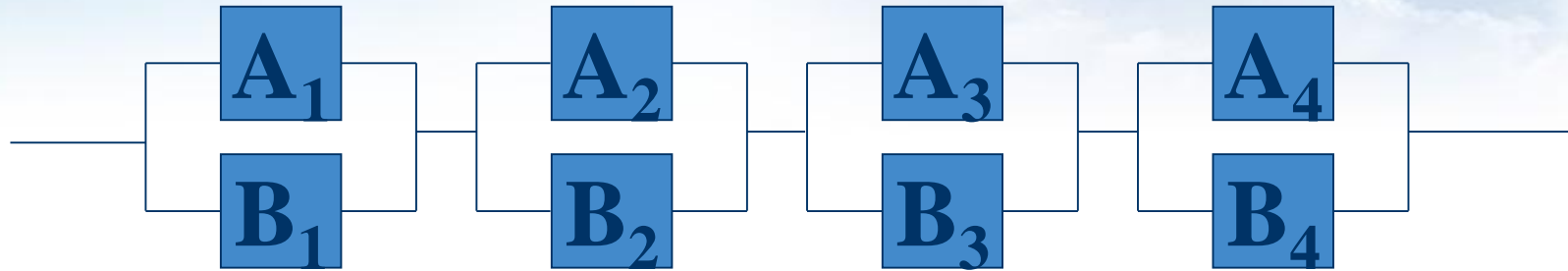
$$\begin{aligned} R_1 &= P(A_1 A_2 A_3 A_4 \cup B_1 B_2 B_3 B_4) \\ &= P(A_1 A_2 A_3 A_4) + P(B_1 B_2 B_3 B_4) \\ &\quad - P(A_1 A_2 A_3 A_4 B_1 B_2 B_3 B_4) \end{aligned}$$

利用独立性:

$$= p^4 + p^4 - p^8 = p^4(2 - p^4)$$

例3 设有8个元件,每个元件的可靠性 (元件能正常工作的概率)均为 p ,按如下两种方式组成系统,试比较两个系统的可靠性.

系统2: 先并联后串联 (串并联)



解: 令 $C_i = A_i \cup B_i, i = 1, 2, 3, 4$

$$P(C_i) = P(A_i \cup B_i) = p + p - p^2 = p(2 - p)$$

$$R_2 = P(C_1 C_2 C_3 C_4) = p^4 (2 - p)^4$$

比较可知: $R_2 > R_1$

例3 甲、乙两人进行乒乓球比赛，每局甲胜的概率为 $p, p \geq \frac{1}{2}$,

对甲而言，采用三局二胜制有利，还是采用五局三胜制有利？

设各局胜负相互独立。

解：设 $A_i = \{\text{第}i\text{局甲胜}\} \Rightarrow P(A_i) = p, i = 1, 2, \dots, 5$ 再设 $A = \{\text{甲胜}\}$

(1) 三局二胜制：

$$P(A) = P(A_1A_2 \cup A_1\bar{A}_2A_3 \cup \bar{A}_1A_2A_3) = p^2 + 2p^2(1-p) \doteq p_1$$

(2) 五局三胜制：

$$\begin{aligned} P(A) &= P\{A_1A_2A_3 \cup (\text{前三次有一次输})A_4 \cup (\text{前四次有两次输})A_5\} \\ &= p^3 + C_3^1(1-p)p^3 + C_4^2(1-p)^2p^3 \doteq p_2 \end{aligned}$$

$$P_2 - P_1 = 3P^2(P-1)^2(2P-1) \Rightarrow \begin{cases} p_2 > p_1, & \text{当 } p > \frac{1}{2} \\ p_2 = p_1, & \text{当 } p = \frac{1}{2} \end{cases}$$

例5 学术论文造假问题。

第一次造假没被揭发的概率 $q_1 = 95/100$

第二次造假没被揭发的概率 $q_2 = 90/95$

第 j 次造假没被揭发的概率 $q_j = (100 - 5j)/(100 - 5(j - 1))$

求造假 n 次没被揭发的概率 P_n

解: A_j : 第 j 次造假没被揭发, $B = A_1 A_2 \cdots A_n$

$$P_n = P(B) = P(A_1 A_2 \cdots A_n)$$

$$= P(A_1)P(A_2|A_1) \cdots P(A_n|A_1 \cdots A_{n-1})$$

$$= \frac{95}{100} \frac{90}{95} \frac{85}{90} \cdots \frac{100 - 5(n - 1)}{100 - 5(n - 2)} \frac{100 - 5n}{100 - 5(n - 1)}$$

$$= \frac{100 - 5n}{100} = 1 - \frac{n}{20}$$

例1 敏感问题调查。

问题：请在心里任选一个整数（不说出）

若最后一位是奇数，请回答：你选的是奇数吗？

（是，否）

若最后一位是偶数，请回答：你吸毒吗？

若回答“是”的概率为 p_1 ，求吸毒的概率 p 。

解： 设 A ：选的奇数； B ：回答“是”

$$P(A) = 0.5, P(\bar{A}) = 0.5, p = P(B|\bar{A})$$

$$p_1 = P(B) = P(A)P(B|A) + P(\bar{A})P(B|\bar{A}) = 0.5 \times 1 + 0.5 \times p$$

$$\text{所以, } p = 2p_1 - 1$$

在 n 个问卷中，回答“是”的有 k 人， $\hat{p}_1 = k/n$

$$\text{所以, } \hat{p} = 2\hat{p}_1 - 1 = \frac{2k}{n} - 1$$

例2 设人质被藏匿在 A_j 地区的概率为 $p_j, j = 1, 2, \dots, 6$ 。
人质在 A_j 地区被解救的概率为 $b_j, j = 1, 2, \dots, 6$ 。

j	1	2	3	4	5	6
P	0.3	0.25	0.2	0.15	0.05	0.05
b	0.70	0.75	0.80	0.85	0.90	0.95

求人质能被解救的概率。

解: 设 A_j : 人质被藏在地区 j , B : 人质被解救

$$P(A_j) = p_j, P(B|A_j) = b_j$$

$$P(B) = \sum_{j=1}^6 P(A_j)P(B|A_j) = \sum_{j=1}^6 p_j b_j = 0.7775$$

例1. 离散型 X , 已知分布律可求出分布函数.

X	-1	2	3
p_k	1/4	1/2	1/4

求 X 的分布函数, 并求 $P\{X \leq 1/2\}$, $P\{3/2 < X \leq 5/2\}$.

离散型随机变量的分布函数 $F(x)$ 是阶梯函数,
在 X 的每个可能取值 x_k 处 $F(x)$ 有一个跳跃 p_k ,
若 X 的分布律为

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

则分布函数为

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \sum_{x_k \leq x} p_k.$$

反之, 若已知分布函数求分布律用如下公式求解:

$$p_k = P\{X = x_k\} = F(x_k) - F(x_k - 0).$$

例2 设X的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{当 } x < -1 \\ \frac{1}{4}, & \text{当 } -1 \leq x < 0 \\ \frac{3}{4}, & \text{当 } 0 \leq x < 1 \\ 1, & \text{当 } x \geq 1 \end{cases}$$

求X的分布律.

2. 求分布律的步骤

- (1) 明确X的一切可能取值;
- (2) 利用概率的计算方法计算X取各个确定值的概率, 即可写出X的分布律.

例2 3个人随机进入编号为 1, 2, 3, 4 的4个房间中, 每个房间容纳的人数不限。
设 X 代表有人的房间的最大房号, 求 X 的分布律。

解:

$$P\{X = 1\} = \frac{1^3}{4^3} = \frac{1}{64}$$
$$P\{X = 2\} = \frac{2^3 - 1^3}{4^3} = \frac{7}{64}$$
$$P\{X = 3\} = \frac{3^3 - 2^3}{4^3} = \frac{19}{64}$$
$$P\{X = 4\} = \frac{4^3 - 3^3}{4^3} = \frac{37}{64}$$

X	1	2	3	4
P	1/64	7/64	19/64	37/64

例4 某种电子元件的使用寿命超过1500小时为一级品。已知一大批该产品的一级品率为0.2, 从中随机抽查20只, 求这20只元件中的一级品数 X 的分布律.

$$X \sim B(20, 0.2)$$

$$P\{X = 4\} = C_{20}^4 0.2^4 0.8^{16}$$

例5 某人进行射击, 每次命中率为0.02, 独立射击300次, 试求至少击中两次的概率.

$$X \sim B(300, 0.02),$$

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} \\ &= 1 - 0.98^{300} - 300 \times 0.02 \times 0.98^{299} \end{aligned}$$

例6 某人进行射击, 每次命中率为0.02, 独立射击300次, 试求至少击中两次的概率.

$$X \sim B(300, 0.02), \quad \lambda = np = 300 \times 0.02 = 6,$$

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} \\ &= 1 - (0.98)^{300} - 300 \times (0.02) \times (0.98)^{299} \\ &\approx 1 - e^{-6} - 6e^{-6} \approx 0.983. \end{aligned}$$

求至少击中10次的概率.

$$\begin{aligned} P\{X \geq 10\} &= 1 - P\{X < 9\} \approx 1 - \sum_{k=0}^9 \frac{6^k}{k!} e^{-6} \\ &= \sum_{k=10}^{\infty} \frac{6^k}{k!} e^{-6} = 0.083924 \end{aligned}$$

查泊松
分布表

例4 设有同类型设备300台, 各台工作是相互独立的, 发生故障的概率都是0.01。 设一台设备的故障由一个工人处理, 问至少需配备多少工人, 才能保证当设备发生故障但不能及时维修的概率小于0.01?

解 设X为出现的故障数, $X \sim B(300, 0.01) \sim P(3)$
有n个维修工, 要求

$$P\{X > n\} = 1 - P\{X \leq n\}$$

$$\approx 1 - \sum_{k=0}^n \frac{3^k}{k!} e^{-3} < 0.01$$

例5

设手机在 $[0, t]$ 时段内收到短信数 $X \sim P(\lambda), \lambda = \mu t$.

每条短信是垃圾短信的概率是 $p > 0$.

短信是否为垃圾短信与短信到达时间独立。

(1) 已知 $[0, t]$ 时段内收到 n 条短信，求此时垃圾短信数 Y 的概率分布。

(2) 计算 $[0, t]$ 时段内收到的垃圾短信数 Y 的概率分布。

解 (1) $P(Y = k | X = n) = C_n^k p^k q^{n-k} \sim B(n, p)$


$$\begin{aligned} (2) \quad P(Y = k) &= \sum_{j=0}^{\infty} P(Y = k, X = j) \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} P(X = j) P(Y = k | X = j) = \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda p} \sim P(\lambda p) \end{aligned}$$

4、几何分布（首中概率）

进行重复独立试验, 设每次试验成功的概率为 p , 失败的概率为 $1-p=q$ ($0<p<1$), 将试验进行到出现一次成功为止, 以 X 表示所需的试验次数, 则 X 的分布律为:

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

称为 X 服从参数为 p 的几何分布.



n重贝努力
概型的
首中概率

例 设某种社会定期发行的奖券, 每券1元, 中奖率为 p , 某人每次购买1张奖券, 如果没有中奖下次继续再买1张, 直到中奖止, 求购买次数 X 的分布律.

若该人只有10元钱, 如果中奖就停止, 否则下次再购买1张, 直到10元花完为止, 求购买次数 Y 的分布律.

例

设某国100个导弹发射井中有10个真井,90个假井。
在对该国的第一波精确打击中,至少要摧毁多少个发射井,才能保证真井全部被摧毁的概率大于90%?

解 设需要摧毁 n 个发射井, X 表示其中的真井个数:

$$X \sim H(100,10,n) \quad P(X = 10) = \frac{C_{10}^{10} C_{90}^{n-10}}{C_{100}^n}$$

用 $Matlab$ 可计算出

$$P_n = \text{hygepdf}(10,100,10,n)$$

n	99	98	97	96	95	94	< 94
p	0.900	0.809	0.726	0.652	0.584	0.522	~

摧毁99个才行!

例1 一个靶子是半径为1米的圆盘, 设击中靶上任一同心圆盘上的点的概率与该圆盘的面积成正比, 并设射击都能击中靶, 以 X 表示弹着点与圆心的距离. 试求 X 的分布函数.

解: X 可能取值范围为 $[0, 1]$

当 $x < 0$, $\{X \leq x\}$ 是不可能事件

故 $F(x) = P\{X \leq x\} = 0$

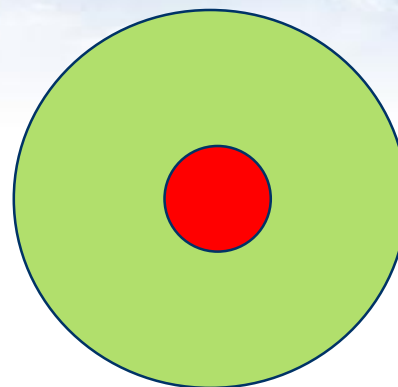
当 $0 \leq x \leq 1$, $F(x) = P\{X \leq x\}$

$$= P\{0 < X\} + P\{0 \leq X \leq x\}$$

$$= \frac{\pi x^2}{\pi \times 1^2} = x^2$$

当 $x > 1$, $\{X \leq x\}$ 是必然事件,

故 $F(x) = P\{X \leq x\} = 1$

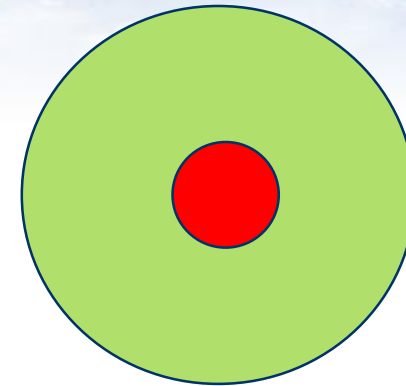


例1 一个靶子是半径为1米的圆盘, 设击中靶上任一同心圆盘上的点的概率与该圆盘的面积成正比, 并设射击都能击中靶, 以 X 表示弹着点与圆心的距离. 试求 X 的分布函数.

解:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ x^2 & 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & x > 1 \end{cases}$$

$$f(x) = \begin{cases} 2x & 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{其它} \end{cases}$$



例2 设随机变量 X 具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-3x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

试确定常数 k .

解: 利用 pdf 的非负归一特性

$$1 = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_0^{\infty} ke^{-3x} dx = \frac{k}{3}$$

所以可知 $k = 3$

若概率密度为

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

则称 X 服从参数为 θ 的指数分布.

例1 设 $X \sim N(2, 4^2)$, (1) 求 $P\{-3 \leq X \leq 5\}$

解:

$$\begin{aligned} P\{-3 \leq X \leq 5\} &= F(5) - F(-3) \\ &= \Phi\left(\frac{5-2}{4}\right) - \Phi\left(\frac{-3-2}{4}\right) = \Phi(0.75) - \Phi(-1.25) \\ &= 0.7734 - 0.1056 = 0.6678 \end{aligned}$$

例1 (2) 求 a , 满足 $P\{|X - a| > a\} = 0.7583$

解:

$$\begin{aligned} 0.7583 &= P\{|X - a| > a\} = 1 - P\{|X - a| \leq a\} \\ &= 1 - P\{-a \leq X - a \leq a\} = 1 - P\{0 \leq X \leq 2a\} \\ &= 1 - [F(2a) - F(0)] = 1 - \left[\Phi\left(\frac{2a-2}{4}\right) - \Phi\left(\frac{0-2}{4}\right) \right] \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{a}{2} - 0.5\right) + \Phi(-0.5) = 1 - \Phi\left(\frac{a}{2} - 0.5\right) + 0.3085 \end{aligned}$$

$${}_{44} \Phi\left(\frac{a}{2} - 0.5\right) = 0.5502 \quad \frac{a}{2} - 0.5 = 0.125 \quad a = 1.25$$

例2 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 试用分位点表示常数 b :

(1) $\mu = 0, \sigma = 1, P\{-X < a\} = 0.025$

(2) $\mu = 1, \sigma = 2, P\{|X - 1| \leq b\} = 0.75$

解:

(1) $P\{-X < a\} = 1 - P\{X \leq -a\} = 0.025$

$$P\{X \leq -a\} = \Phi\left(\frac{-a - 0}{1}\right) = 0.975$$

$$-a = z_{0.975} \quad a = -z_{0.975} = z_{0.025}$$

(2) $P\{|X - 1| \leq b\} = P\left\{\left|\frac{X - 1}{2}\right| \leq \frac{b}{2}\right\}$

$$= P\{|Z| \leq \frac{b}{2}\} = \Phi\left(\frac{b}{2}\right) - \Phi\left(-\frac{b}{2}\right)$$

$$= \Phi\left(\frac{b}{2}\right) - \left[1 - \Phi\left(\frac{b}{2}\right)\right] = 2\Phi\left(\frac{b}{2}\right) - 1 = 0.75$$

$$\Phi\left(\frac{b}{2}\right) = 0.875 \quad b = 2z_{0.875}$$

例3 设中国人身高 $X \sim N(1.75, 0.005^2)$, 问公共汽车门至少多高才能保证需要低头通过的人不超过5%?

解: $P\{X \geq h\} \leq 0.05, \quad P\{X < h\} \geq 0.95,$

$$\Phi\left(\frac{h - 1.75}{0.005}\right) \geq 0.975$$

$$\frac{h - 1.75}{0.005} \geq z_{0.95} = 2.58$$

$$h \geq 0.005 \times 2.58 + 1.75 = 1.879$$

例2 设商店出售的白糖每包标准为500克,设每包重量 X (以克计)是随机变量, $X \sim N(500, 25)$,求:

- (1) 随机抽查一包, 其重量大于510克的概率;
- (2) 随机抽查一包, 其重量与标准重量之差的绝对值在8克之内的概率;
- (3) 求常数 c , 使每包的重量小于 c 的概率为0.05.



(1) 由 $\Phi(x)=0.05$ 怎样查表求 x 的值?

(2) 服从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的r.v. X 之值基本上落入 $[\mu-2\sigma, \mu+2\sigma]$ 之内, 几乎全部落入 $[\mu-3\sigma, \mu+3\sigma]$ 内.

特别强调 $N(0,1)$ 的情况在计算中的应用.

§ 3.4 随机变量函数的分布

1、离散型随机变量函数的分布

问题： 已知离散型随机变量 X 的分布律，如何求出函数 $Y = g(X)$ 的分布律？

例1. 设 X 具有以下的分布律，求 $Y=2X-1$ 的分布律：

X	-1	0	1	2
P	0.2	0.3	0.1	0.4

X	-1	0	1	2
2X-1	-3	-1	1	3
P	0.2	0.3	0.1	0.4

例2. 设X具有以下的分布律, 求 $Y=X^2-1$ 的分布律:

X	-1	0	1	2
P	0.2	0.3	0.1	0.4

X	-1	0	1	2
X^2-1	0	-1	0	3
P	0.2	0.3	0.1	0.4



X	0	-1和1	2
X^2-1	-1	0	3
P	0.3	0.3	0.4

例5. 设随机变量 X 有概率密度

$$f_X(x) = \begin{cases} x/8, & 0 < x < 4, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$

求 $Y = 2X + 8$ 的概率密度

解: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X + 8 \leq y\} = P\{X \leq \frac{y-8}{2}\}$

当 $0 < \frac{y-8}{2} < 4$, 即 $8 < y < 16$ 时

$$= F_X\left(\frac{y-8}{2}\right) = \int_0^{\frac{y-8}{2}} \frac{x}{8} dx$$

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \frac{\left(\frac{y-8}{2}\right)}{8} \cdot \frac{1}{2} = \frac{y-8}{32} \quad 8 < y < 16$$

例6 设随机变量X具有概率密度
求 $Y=X^2$ 的概率密度。

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{8}, & 0 < x < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

解: 分别记X, Y的分布函数为 $F_X(x), F_Y(y)$

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} < X < \sqrt{y}\}$$

当 $y \leq 0$ 时, $F_Y(y) = 0$;

当 $y \geq 16$ 时, $F_Y(y) = 1$

当 $0 < y < 16$ 时,

$$F_Y(y) = P\{0 < X < \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) = \int_{-\infty}^{\sqrt{y}} f_X(t) dt$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(\sqrt{y}), & 0 < y < 16 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} \cdot \frac{\sqrt{y}}{8} = \frac{1}{16}, & 0 < y < 16 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} f(x) \text{连续时, } \frac{d}{dx} \int_a^x f(t) dt &= f(x) \\ \frac{d}{dx} \int_a^{u(x)} f(t) dt &= f(u(x)) u'(x) \end{aligned}$$

Y在区间(0, 16)上均匀分布。

例：设 X 服从参数为 λ 的指数分布， $F(x)$ 为 X 的分布函数。

(1) 求 $F(x)$ ；

(2) 设 $Y = F(X)$ ，试证 $Y \sim U(0,1)$ (即均匀分布)。

$$\text{解: (1) 由前知, } X \sim f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \Rightarrow F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$$

$$(2) Y = F(X) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda X}, & X > 0 \\ 0, & X \leq 0 \end{cases} \Rightarrow 0 \leq Y \leq 1$$

记 $F_Y(y)$ 为 Y 的概率分布函数，

$$\text{当 } y \leq 0 \text{ 时, } F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 0 \quad \text{当 } y \geq 1 \text{ 时, } F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 1$$

$$\begin{aligned} \text{当 } 0 < y < 1 \text{ 时, } F_Y(y) &= P\{1 - e^{-\lambda X} \leq y\} = P\{e^{-\lambda X} \geq 1 - y\} \\ &= P\left\{X \leq -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)\right\} = 1 - e^{-\lambda \left[-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)\right]} = y \end{aligned}$$

$$\text{即 } F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq 0 \\ y, & 0 < y < 1 \\ 1, & y \geq 1 \end{cases} \therefore Y \sim U(0,1) \square$$

例： 设 X 的概率密度为 $f(x)$, $|x| < \infty$, $Y = X^2$,
求 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 。

解： 设 Y 的概率分布函数为 $F_Y(y)$

$$\text{当 } y > 0 \text{ 时, } F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y)$$

$$= \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} f(t) dt = \int_0^{\sqrt{y}} f(t) dt - \int_0^{-\sqrt{y}} f(t) dt$$

$$\Rightarrow f_Y(y) = F_Y'(y) = \begin{cases} [f(\sqrt{y}) + f(-\sqrt{y})] \frac{1}{2\sqrt{y}}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$

例8. 设 $X \sim N(0,1)$, 试求 $Y = X^2$ 的密度函数

解: $y = x^2$ 在 $(-\infty, \infty)$ 上分段单调:

在 $(-\infty, 0]$ 上, 反函数 $x = -\sqrt{y} = h_1(y)$,

在 $(0, +\infty)$ 上, 反函数 $x = \sqrt{y} = h_2(y)$,

$Y = X^2$ 在 $[0, \infty)$ 上取值。当 $y > 0$ 时

$$f_Y(y) = \varphi(-\sqrt{y}) \left| -\frac{1}{2\sqrt{y}} \right| + \varphi(\sqrt{y}) \left| \frac{1}{2\sqrt{y}} \right|$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y}{2}} \quad (y > 0)$$

此时称 Y 服从自由度为1的 χ^2 分布.

例8. 设 $X \sim N(0,1)$, 试求 $Y = X^2$ 的密度函数

解: $P(Y > 0) = 1$, 取 $D = \{y > 0\}$ 。在 D 上有

$$P(Y = y) = P(X^2 = y) = P(X = \pm\sqrt{y})$$

$$= P(X = -\sqrt{y}) + P(X = \sqrt{y})$$

$$= \left| \varphi(-\sqrt{y}) d(-\sqrt{y}) \right| + \left| \varphi(\sqrt{y}) d(\sqrt{y}) \right|$$

$$= \varphi(-\sqrt{y}) \left| -\frac{1}{2\sqrt{y}} dy \right| + \varphi(\sqrt{y}) \left| \frac{1}{2\sqrt{y}} dy \right|$$

$$\text{由此可得 } f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{y}{2}} \quad (y > 0)$$

例1. 设 X 在1, 2, 3, 4四个整数中等可能地取值,
 Y 则在1~ X 中等可能地取一整数,
 试求 (X, Y) 的分布律.

Y	1	2	3	4
X				
1	1/4	0	0	0
2	1/8	1/8	0	0
3	1/12	1/12	1/12	0
4	1/16	1/16	1/16	1/16

$$F(3, 2) = \sum_{\substack{x_i \leq 3 \\ y_j \leq 2}} p_{ij} = \frac{1}{4} + \left(\frac{1}{8} + \frac{1}{8} \right) + \left(\frac{1}{12} + \frac{1}{12} \right) = \frac{2}{3}$$

续例 1 求 X, Y 的边缘分布。

Y	1	2	3	4	P_{i*}
X					
1	1/4	0	0	0	1/4
2	1/8	1/8	0	0	1/4
3	1/12	1/12	1/12	0	1/4
4	1/16	1/16	1/16	1/16	1/4
P_{*j}	25/48	13/48	7/48	1/16	

$$F_X(3) = P\{X \leq 3\} = \frac{3}{4}$$

$$F_Y(2) = P\{Y \leq 2\} = \frac{25}{48} + \frac{13}{48} = \frac{38}{48}$$

定理： X,Y相互独立的充要条件是

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$$

例2 已知二维随机变量 (X, Y) 的分布律为

Y X	0	1	2	p_{i*}
0	3/30	6/30	1/30	1/3
1	2/30	12/30	6/30	2/3
p_{*j}	5/30	18/30	7/30	

判断 X与 Y 是否相互独立？

不独立！

例3 已知一部手机在 $[0, t]$ 时段内收到的短信数 $N \sim P(\lambda)$,
其中 $\lambda = \mu t$ 。设每条短信的到达时间与是否为广告独立。
若短信是广告的概率为 p ,
求证在 $[0, t]$ 时段内收到的广告短信数 X 与非广告数 Z 独立。

证明 $[0, t]$ 时段内收到的广告短信数 $X \sim P(\lambda p)$
 $[0, t]$ 时段内收到的非广告短信数 $Z \sim P(\lambda q)$

$$\begin{aligned} P(X = k, Z = j) &= P(X = k, N - X = j) = P(X = k, N = k + j) \\ &= P(N = k + j)P(X = k | N = k + j) \\ &= \frac{\lambda^{k+j}}{(k+j)!} e^{-\lambda} \times C_{k+j}^k p^k q^j = \frac{\lambda^{k+j}}{(k+j)!} e^{-\lambda} \times \frac{(k+j)!}{k!j!} p^k q^j \\ &= \frac{(\lambda p)^k}{k!} e^{-\lambda p} \times \frac{(\lambda q)^j}{j!} e^{-\lambda q} = P(X = k) \times P(Z = j) \end{aligned}$$

可加性

例3. 单位元内的均匀分布

$$f(x, y) = \frac{1}{\pi}, \quad D: x^2 + y^2 < 1$$

求 X, Y 的边缘分布。

解: 对 $-1 \leq x \leq 1$:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} I_D(x, y) f(x, y) dy \\ &= \frac{1}{\pi} \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} dy = \frac{2}{\pi \sqrt{1-x^2}}, \quad |x| \leq 1 \end{aligned}$$

同理

$$f_Y(y) = \frac{2}{\pi \sqrt{1-y^2}}, \quad |y| \leq 1$$

不独立!

例4. 设 (X, Y) 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 2xy, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

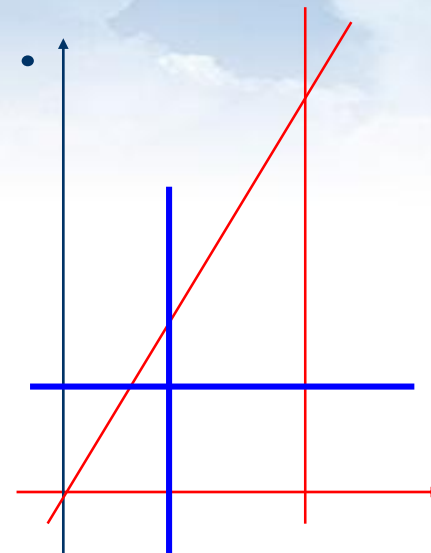
求边缘密度函数 $f_X(x), f_Y(y)$

解: 对 $0 \leq x \leq 1$:

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} I_D(x, y) f(x, y) dy \\ &= \int_0^{2x} 2xy dy = xy^2 \Big|_0^{2x} = 4x^3 \end{aligned}$$

对 $0 \leq y \leq 2$:

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} I_D(x, y) f(x, y) dx \\ &= \int_{y/2}^1 2xy dx = x^2 y \Big|_{y/2}^1 = y - \frac{1}{4} y^3 \end{aligned}$$



不独立!

例5 已知二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 3xy, & 0 \leq y \leq 1, \quad 0 \leq x \leq 2 - y \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求 X, Y 的边缘密度, 判断 X 与 Y 是否相互独立?

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^x 3xy dy = \frac{3}{2}x^3, & 0 \leq x \leq 1 \\ \int_0^{2-x} 3xy dy = \frac{3}{2}x^3 - 6x^2 + 6x, & 1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

不独立!

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^{2-y} 3xy dx = 6(y - y^2), & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

例6 已知二维随机变量 (X, Y) 的分布函数为

$$F(x, y) = \begin{cases} 1 - e^{-2x} - e^{-3y} + e^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

判断 X 与 Y 是否相互独立?

$$F_X(x) = F(x, \infty) = \begin{cases} 1 - e^{-2x}, & x > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$F_Y(y) = F(\infty, y) = \begin{cases} 1 - e^{-3y}, & y > 0, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$F(x, y) = F_X(x) \times F_Y(y)$$

$$f_X(x) = 2e^{-2x}, \quad x > 0$$

$$f_Y(y) = 3e^{-3y}, \quad y > 0$$

$$f(x, y) = 6e^{-2x-3y}, \\ x > 0, y > 0$$

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

独立!

例7 设某型钻头的寿命服从 $\lambda=0.002$ 的指数分布。
欲打一口深度为500m的钻井，求恰好需要使用
两支钻头的概率。

解： $P\{\text{恰好需要两支钻头}\} = P\{X < 500, X + Y \geq 500\}$

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = 0.002^2 e^{-0.002(x+y)} \quad x, y > 0$$

$$P\{X < 500, X + Y \geq 500\}$$

$$= \iint_{\substack{x < 500 \\ x+y \geq 500}} 0.002^2 e^{-0.002(x+y)} dx dy$$

$$= \int_0^{500} 0.002 e^{-0.002x} dx \int_{500-x}^{+\infty} 0.002 e^{-0.002y} dy$$

$$= e^{-1} \approx 0.3679$$

例2. 设 $X \sim P(\lambda_1), Y \sim P(\lambda_2)$ 且相互独立,
证明 $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$ 。

解:

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= P\{X + Y = k\} \\ &= P\left(\bigcup_{i=0}^k \{X = i, Y = k - i\}\right) = \sum_{i=0}^k P\{X = i, Y = k - i\} \\ &= \sum_{i=0}^k P\{X = i\}P\{Y = k - i\} \\ &= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i e^{-\lambda_1}}{i!} \frac{\lambda_2^{k-i} e^{-\lambda_2}}{(k-i)!} \\ &= \frac{e^{-\lambda_1} e^{-\lambda_2}}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \\ &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} (\lambda_1 + \lambda_2)^k \quad k = 0, 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Poisson分布
的可加性

例3. 设 $X \sim B(n_1, p), Y \sim B(n_2, p)$ 且相互独立,
证明 $Z = X + Y \sim B(n_1 + n_2, p)$ 。

解:



二项分布的
可加性

例1: 设 X, Y 独立, 都服从 $N(0,1)$ 。

求 $R = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的分布。

解: $F_R(r) = P(R \leq r) = P(\sqrt{X^2 + Y^2} \leq r)$

$$\begin{aligned} &= \iint_{\sqrt{x^2 + y^2} \leq r} \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right) dx dy \\ &= \int_0^{2\pi} \left(\int_0^r \frac{1}{2\pi} z e^{-z^2/2} dz \right) d\theta = \int_0^r z e^{-z^2/2} dz \end{aligned}$$

$$f_R(r) = r e^{-r^2/2}, r > 0$$

这个分布称为瑞利 (Rayleigh) 分布。

例2: 设 X, Y 独立, $X \sim E(\lambda), Y \sim E(\mu)$ 。

求 $U = X + Y$ 的分布。

解: $f_X(x) = \lambda e^{-\lambda x} I[x > 0], \quad f_Y(y) = \mu e^{-\mu y} I[y > 0]$

$$f_U(u) = f_X * f_Y = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(u-x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} I[x > 0] \mu e^{-\mu(u-x)} I[u-x > 0] dx$$

$$= \int_0^u \lambda e^{-\lambda x} \times \mu e^{-\mu(u-x)} dx$$

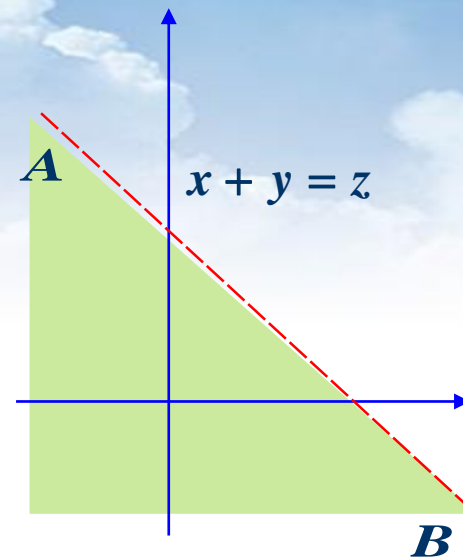
$$= \lambda \mu e^{-\mu u} \int_0^u e^{-(\lambda-\mu)x} dx$$

$$f_U(u) = \begin{cases} \lambda \mu u e^{-\mu u}, & \lambda = \mu \\ \frac{\lambda \mu}{\lambda - \mu} (e^{-\mu u} - e^{-\lambda u}) & \lambda \neq \mu \end{cases}$$

$$f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx$$

$$= \int_{AB} f(x, y) dx$$

可视为沿有向直线
 $x+y=z$ 的对坐标 x
的曲线积分。



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

$$= \int_{BA} f(x, y) dy$$

可视为沿有向直线
 $x+y=z$ 的对坐标 y
的曲线积分。

例3. 设(X,Y)的 pdf 为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{3}(x + y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求 $Z=X+Y$ 的概率密度函数。

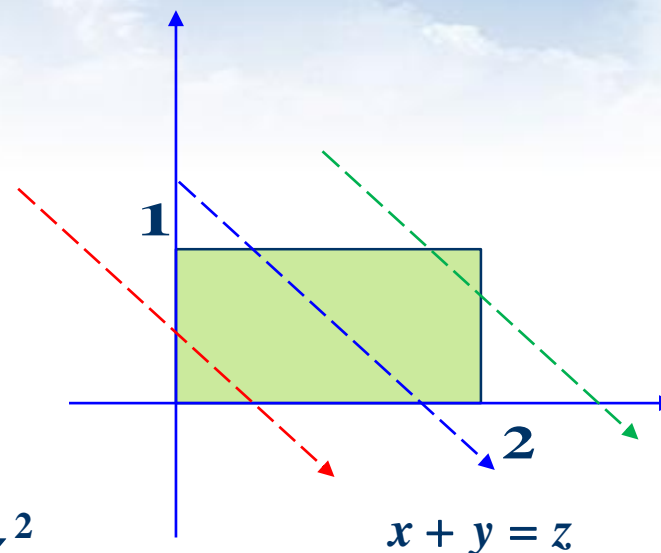
解: $f_Z(z) = \int_{z=x+y} f(x, y) dx$

当 $0 \leq z \leq 1$ (沿红线)

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_0^z f(x, z-x) dx \\ &= \int_0^z \frac{1}{3}(x + (z-x)) dx = \int_0^z \frac{1}{3} z dx = \frac{1}{3} z^2 \end{aligned}$$

当 $1 < z \leq 2$ (沿蓝线)

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{z-1}^z f(x, z-x) dx \\ &= \int_{z-1}^z \frac{1}{3}(x + (z-x)) dx = \int_{z-1}^z \frac{1}{3} z dx = \frac{1}{3} z \end{aligned}$$



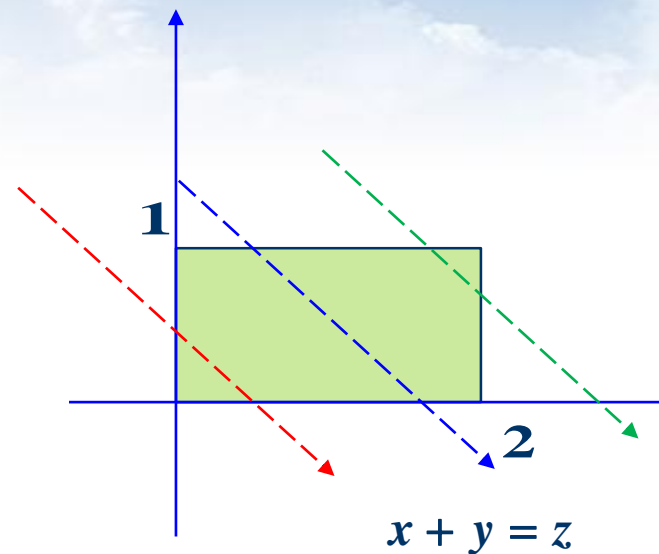
当 $2 < z \leq 3$ (沿绿线)

$$f_Z(z) = \int_{z-1}^2 f(x, z-x) dx$$

$$= \int_{z-1}^2 \frac{1}{3} (x + (z-x)) dx$$

$$= \int_{z-1}^2 \frac{1}{3} z dx = \frac{1}{3} z (3-z) = z - \frac{1}{3} z^2$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{3} z^2 & 0 \leq z \leq 1 \\ \frac{1}{3} z & 1 < z \leq 2 \\ z - \frac{1}{3} z^2 & 2 < z \leq 3 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例4. 设 (X,Y) 在区域 $0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x$ 上均匀分布

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

求 (1) $Z = 2X + Y$ (2) $Z = X - Y$ 的概率密度函数。

解(1): $f_Z(z) = \int_{AB} f(x, y) dx$

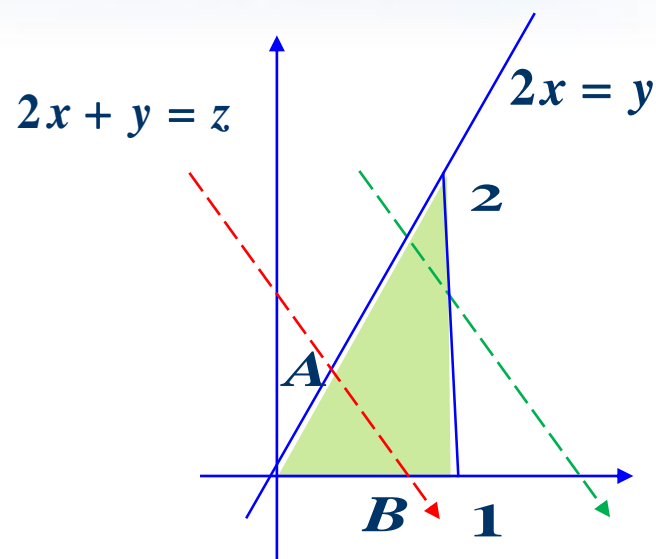
当 $0 \leq z \leq 2$ (沿 红线)

$$f_Z(z) = \int_{\frac{z}{4}}^{\frac{z}{2}} 1 dx = \frac{1}{4} z$$

当 $2 < z \leq 4$ (沿 绿线)

$$f_Z(z) = \int_{\frac{z}{4}}^1 1 dx = 1 - \frac{1}{4} z$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{4} z & 0 \leq z \leq 2 \\ 1 - \frac{1}{4} z & 2 < z \leq 4 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例4. 设 (X,Y) 在区域 $0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x$ 上均匀分布

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

求 (1) $Z=2X+Y$ (2) $Z=X-Y$ 的概率密度函数。

解(2): $f_Z(z) = \int_{x-y=z} f(x, y) dx$

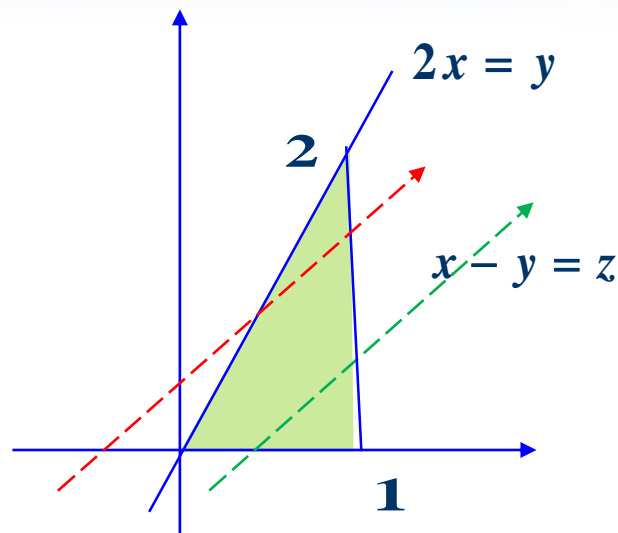
当 $-1 \leq z \leq 0$ (沿红线)

$$f_Z(z) = \int_{-z}^1 1 dx = 1 + z$$

当 $0 < z \leq 1$ (沿绿线)

$$f_Z(z) = \int_z^1 1 dx = 1 - z$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} 1+z & -1 \leq z \leq 0 \\ 1-z & 0 < z \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例5. $(X, Y) \sim f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x + y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

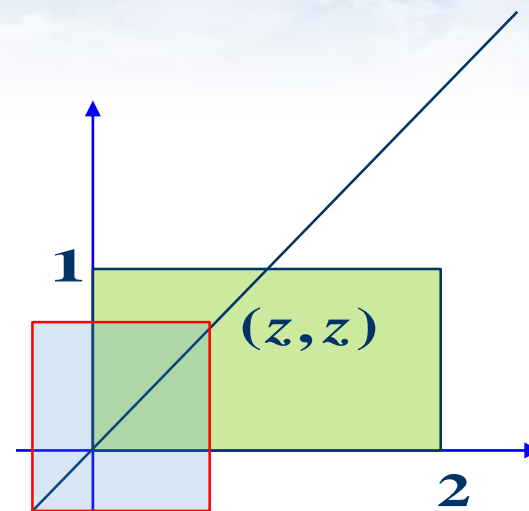
求 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数和密度函数。

解1: $F_{\max}(z) = F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} f(x, y) dx dy$

当 $z < 0$, $F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} 0 dx dy = 0$

当 $0 \leq z \leq 1$,

$$F(z, z) = \int_0^z dx \int_0^z \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = \frac{3}{10} z^3$$



例5. $(X, Y) \sim f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x + y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

求 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数和密度函数。

解1: $F_{\max}(z) = F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} f(x, y) dx dy$

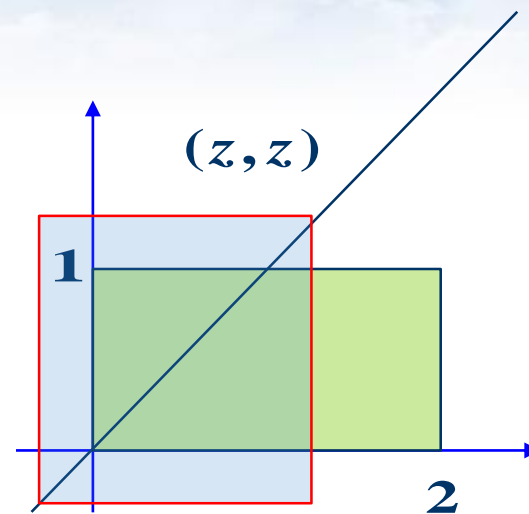
当 $z < 0$, $F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} 0 dx dy = 0$

当 $0 \leq z \leq 1$,

$$F(z, z) = \int_0^z dx \int_0^z \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = \frac{3}{10} z^3$$

当 $1 < z \leq 2$,

$$F(z, z) = \int_0^z dx \int_0^1 \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = \frac{1}{5} z^2 + \frac{1}{10} z$$



例5. $(X, Y) \sim f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x + y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

求 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数和密度函数。

解1: $F_{\max}(z) = F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} f(x, y) dx dy$

当 $z < 0$, $F(z, z) = \int_{x \leq z, y \leq z} 0 dx dy = 0$

当 $0 \leq z \leq 1$,

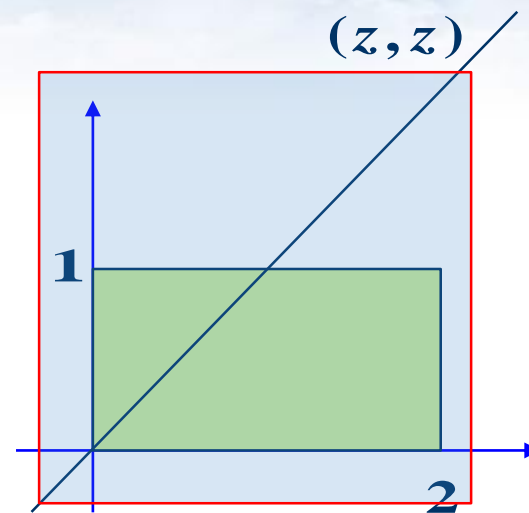
$$F(z, z) = \int_0^z dx \int_0^z \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = \frac{3}{10} z^3$$

当 $1 < z \leq 2$,

$$F(z, z) = \int_0^z dx \int_0^1 \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = \frac{1}{5} z^2 + \frac{1}{10} z$$

当 $z > 2$,

$$F(z, z) = \int_0^2 dx \int_0^1 \frac{1}{5}(2x + y) dx dy = 1$$



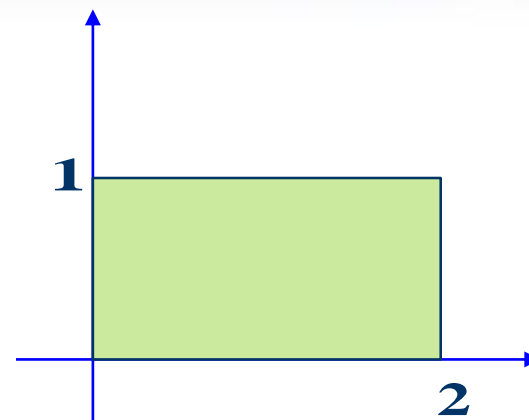
例5. $(X, Y) \sim f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x + y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

求 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数和密度函数。

解1:

$$F_{\max} = F(z, z) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ \frac{3}{10}z^3 & 0 \leq z \leq 1 \\ \frac{1}{5}z^2 + \frac{1}{10}z & 1 < z \leq 2 \\ 1 & z > 2 \end{cases}$$

$$f_{\max} = F'_{\max}(z) = \begin{cases} \frac{9}{10}z^2 & 0 \leq z \leq 1 \\ \frac{2}{5}z + \frac{1}{10} & 1 < z \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例5. $(X,Y) \sim f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x+y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

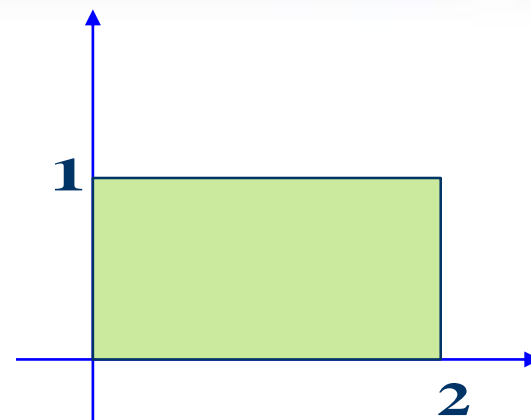
求 $Z = \max(X,Y)$ 的分布函数和密度函数。

解2:

$$F(x,y) = \begin{cases} 0 & x < 0 \text{ 或 } y < 0 \\ \frac{1}{5}(x^2 y + \frac{1}{2} x y^2) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ \frac{1}{5}(x^2 + \frac{1}{2} x) & 0 \leq x \leq 2, y > 1 \\ \frac{1}{5}(y^2 + 4y) & x > 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 1 & x > 2, y > 1 \end{cases}$$

$$F_{\max} = F(z,z) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ \frac{3}{10} z^3 & 0 \leq z \leq 1 \\ \frac{1}{5} z^2 + \frac{1}{10} z & 1 < z \leq 2 \\ 1 & z > 2 \end{cases}$$

$$f_{\max} = F'_{\max}(z) = \begin{cases} \frac{9}{10} z^2 & 0 \leq z \leq 1 \\ \frac{2}{5} z + \frac{1}{10} & 1 < z \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例6. $(X,Y) \sim f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{5}(2x+y) & 0 \leq x \leq 2, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

求 $Z = \min(X,Y)$ 的分布函数和密度函数。

解1: $F_{\min}(z) = 1 - \iint_{x>z, y>z} f(x,y) dx dy$

当 $z < 0$, $F_{\min}(z) = 1 - 1 = 0$

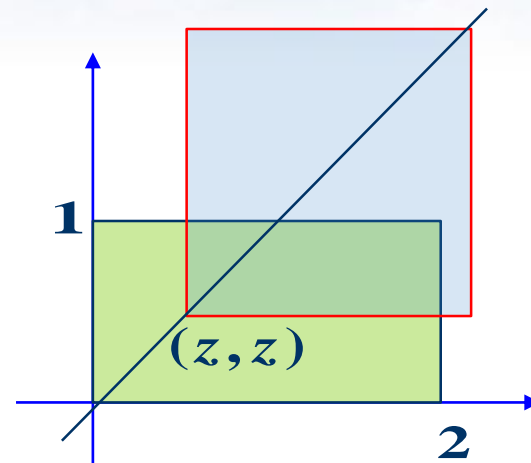
当 $z > 1$, $F_{\min}(z) = 1 - 0 = 1$

当 $0 \leq z \leq 1$,

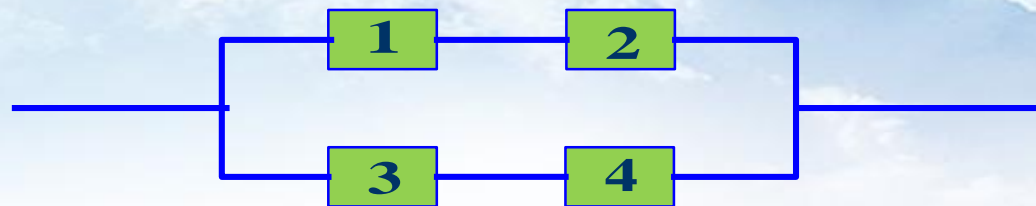
$$F_{\min}(z) = 1 - \int_z^2 dx \int_z^1 \frac{1}{5}(2x+y) dx dy$$

$$= -\frac{3}{10}z^3 + \frac{2}{5}z^2 + \frac{9}{10}z$$

$$f_{\min}(z) = F'_{\min}(z) = \begin{cases} -\frac{9}{10}z^2 + \frac{4}{5}z + \frac{9}{10} & 0 \leq z \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$



例7. 设各子系统寿命 $X_i \sim f(x_i) = \lambda e^{-\lambda x_i}, x_i > 0,$



相互独立同分布。求系统寿命 Z 的概率密度函数。

解: 令 $Y_1 = \min(X_1, X_2), Y_2 = \min(X_3, X_4)$

则 $Z = \max(Y_1, Y_2)$

$$F(x_i) = 1 - e^{-\lambda x_i} \quad f(x_i) = \lambda e^{-\lambda x_i}, x_i > 0$$

$$F_{Y_i}(y_i) = 1 - [1 - F(y)]^2 = 1 - e^{-2\lambda y_i}, y_i > 0$$

$$F_Z(z) = [F_{Y_1}(z)]^2 = (1 - e^{-2\lambda z})^2, z > 0$$

$$f_Z(z) = 4\lambda(1 - e^{-2\lambda z})e^{-2\lambda z}, z > 0$$

例1 $P(X = x, Y = y) = f(x, y)dxdy$, 作线性变换

$$U = 2X - Y, V = 2X + 3Y$$

求 (U, V) 的联合密度。

解:

从 $u = 2x - y, v = 2x + 3y$ 可以反解出

$$x = (3u + v)/8, y = (-u + v)/4$$

$$J^{-1} = \frac{\partial(u, v)}{\partial(x, y)} = \begin{vmatrix} 2 & -1 \\ 2 & 3 \end{vmatrix} = 8, \quad J = \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} = \frac{1}{8},$$

$$dxdy = \left| \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} \right| dudv = |J| dudv$$

$$P(U = u, V = v) = P(2X - Y = u, 2X + 3Y = v)$$

$$= P(X = (3u + v)/8, Y = (v - u)/4)$$

$$= f(3u + v)/8, (v - u)/4) |J| dudv$$

$$\longrightarrow g(u, v) = \frac{1}{8} f\left(\frac{3u + v}{8}, \frac{v - u}{4}\right)$$

例 1 设 X 在 1, 2, 3, 4 四个整数中等可能地取值, Y 在 $1 \sim X$ 中等可能地取值, 已求出 (X, Y) 的分布律以及 X 和 Y 的边沿分布。

试求 $Y|X=3$ 条件下 X 的条件分布, 以及 $X|Y=3$ 条件下 X 的条件分布。

Y	1	2	3	4	P_{i*}
X					
1	1/4	0	0	0	1/4
2	1/8	1/8	0	0	1/4
3	1/12	1/12	1/12	0	1/4
4	1/16	1/16	1/16	1/16	1/4
P_{*j}	25/48	13/48	7/48	1/16	

Y	1	2	3	4	P_{i*}
X					
1	1/4	0	0	0	1/4
2	1/8	1/8	0	0	1/4
3	1/12	1/12	1/12	0	1/4
4	1/16	1/16	1/16	1/16	1/4
P_{*j}	25/48	13/48	7/48	1/16	

$$P\{Y = 1 / X = 3\} = \frac{p_{31}}{p_{3\bullet}} = \frac{1/12}{1/4} = \frac{1}{3}$$

$$P\{X = 4 / Y = 3\} = \frac{p_{43}}{p_{\bullet 3}} = \frac{1/16}{7/48} = \frac{3}{7}$$

例2 一射击手进行射击, 击中目标的概率为 $p(0 < p < 1)$, 射击到击中目标两次为止。

以 X 表示首次击中目标进行的射击次数, 以 Y 表示总共进行的射击次数, 试求 X 和 Y 的联合分布律和条件分布律.

解:
$$P(X = i, Y = j) = q^{i-1} p \times q^{j-i-1} p$$
$$= q^{j-2} p^2, \quad 1 \leq i < j$$

$$P(Y = j) = \sum_{i=0}^{j-1} P(X = i, Y = j) = \sum_{i=0}^{j-1} (q^{j-2} p^2)$$
$$= (j-1)q^{j-2} p^2, \quad j = 2, 3, 4, \dots$$

$$P(X = i | Y = j) = \frac{P(X = i, Y = j)}{P(Y = j)}$$
$$= \frac{q^{j-2} p^2}{(j-1)q^{j-2} p^2} = \frac{1}{j-1}, \quad 1 \leq i < j$$

等可能
均匀分布

例 3 设 (X, Y) 在圆域 $x^2 + y^2 \leq 1$ 上服从均匀分布,
求条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 和 $f_{Y|X}(y|x)$.

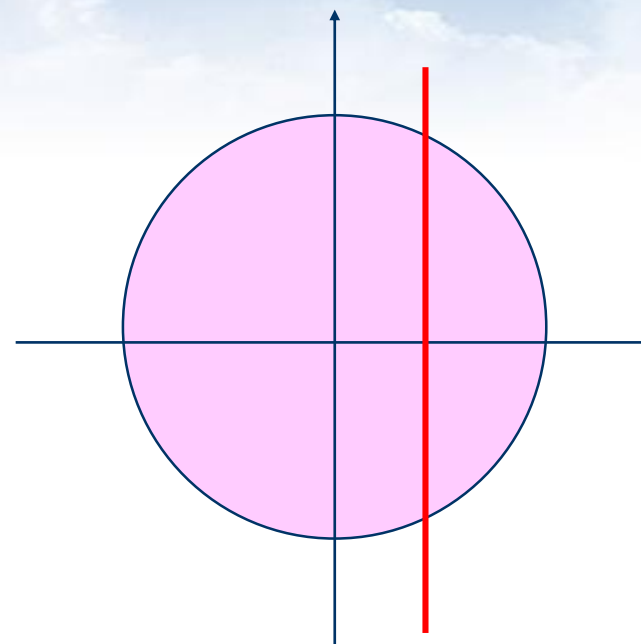
解: $f(x, y) = 1/\pi, \quad x^2 + y^2 \leq 1$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \quad |x| \leq 1$$

$$= \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{+\sqrt{1-x^2}} \frac{1}{\pi} dy = \frac{2\sqrt{1-x^2}}{\pi}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$$

$$= \frac{1/\pi}{2\sqrt{1-x^2}/\pi} = \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}} \quad |y| \leq \sqrt{1-x^2}$$



例4: 设 (X, Y) 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 2xy, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求条件密度函数 $f_{X|Y}(x|1), f_{Y|X}(y|1/2)$.

解:
$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \frac{2xy}{y\left(1 - \frac{1}{4}y^2\right)} = \frac{8x}{4 - y^2}, \quad \frac{y}{2} \leq x \leq 1$$

$$f_{X|Y}(x|1) = \frac{f(x, 1)}{f_Y(1)} = \frac{2x}{3/4} = \frac{8x}{3}, \quad \frac{1}{2} \leq x \leq 1$$

同理:
$$f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) = \frac{f(\frac{1}{2}, y)}{f_X(\frac{1}{2})} = \frac{y}{4(\frac{1}{2})^3} = 2y, \quad 0 \leq y \leq 1$$

$$P\{X \geq \frac{3}{4} | Y = 1\} = \int_{\frac{3}{4}}^1 f_{X|Y}(x|1) dx = \int_{\frac{3}{4}}^1 \frac{8x}{3} dx = \frac{7}{12}$$

$$P\{Y \leq \frac{1}{2} | X = \frac{1}{2}\} = \int_{-\infty}^{\frac{1}{2}} f_{Y|X}(y|\frac{1}{2}) dy = \int_0^{\frac{1}{2}} 2y dy = \frac{1}{4}$$

例4: 设 (X, Y) 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} 2xy, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求条件密度函数 $f_{X|Y}(x | 1), f_{Y|X}(y | 1/2)$.

解2: 视 $f(x, y)$ 中的 y 为常数, 有

$$f_{X|Y}(x | y) = kx,$$

$$\frac{y}{2} \leq x \leq 1$$

$$\text{由 } \int_{y/2}^1 kx dx = 1 \text{ 知 } k = \frac{8}{4 - y^2}$$

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{8x}{4 - y^2}, \frac{y}{2} \leq x \leq 1$$

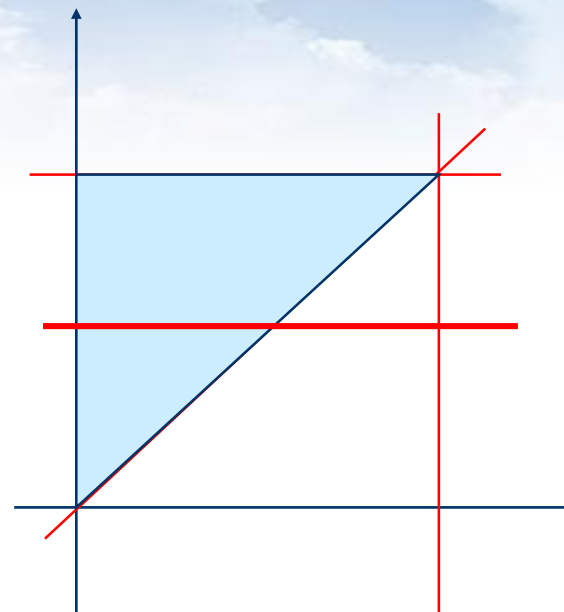
例5 设 X 在区间 $(0, 1)$ 上随机地取值, 当观察到 $X = x$ ($0 < x < 1$) 时, Y 在区间 $(x, 1)$ 上随机地取值。求 Y 的概率密度.

解: $f_X(x) = 1 \quad 0 < x < 1$

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{1}{1-x} \quad x < y < 1$$

$$\begin{aligned} f(x, y) &= f_X(x) f_{Y|X}(y | x) \\ &= \frac{1}{1-x} \quad 0 < x < 1; x < y < 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx \\ &= \int_0^y \frac{1}{1-x} dx = -\ln(1-x) \Big|_0^y = -\ln(1-y) \quad 0 < y < 1 \end{aligned}$$



第5章 随机变量的数字特征

§ 5.1 数学期望

1. 问题引入 —— 加权平均

例：某射手进行了100次射击。其中10次命中7环，20次命中8环，40次命中9环，30次命中10环。射手命中平均环数为

$$\begin{aligned} & (7 \times 10 + 8 \times 20 + 9 \times 40 + 10 \times 30) \times \frac{1}{100} \\ &= \left(7 \times \frac{10}{100} + 8 \times \frac{20}{100} + 9 \times \frac{40}{100} + 10 \times \frac{30}{100} \right) \\ &= (7 \times f_7 + 8 \times f_8 + 9 \times f_9 + 10 \times f_{10}) \\ &\approx (7 \times p_7 + 8 \times p_8 + 9 \times p_9 + 10 \times p_{10}) \end{aligned}$$

例1 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_1	0	0.2	0.8

X_2	0	1	2
P_2	0.6	0.3	0.1

试评定他们的成绩好坏.

$$E(X_1) = (1 \times 0.2 + 2 \times 0.8) = 1.8$$

$$E(X_2) = (0 \times 0.6 + 1 \times 0.3 + 2 \times 0.1) = 0.4$$

$$\begin{aligned} & E(X_1 - 1.8)^2 \\ &= (0 - 1.8)^2 \times 0 + (1 - 1.8)^2 \times 0.2 + (2 - 1.8)^2 \times 0.8 = 0.16 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & E(X_2 - 0.4)^2 \\ &= (0 - 0.4)^2 \times 0.6 + (1 - 0.4)^2 \times 0.3 + (2 - 0.4)^2 \times 0.1 = 0.46 \end{aligned}$$

例2 赌金分配问题 甲,乙两人各出50法郎进行赌博, 胜率都是0.5, 五局三胜制, 胜者赢得全部赌金。前三局中甲胜2局, 乙胜1局, 因故停止赌博。

问: 如何合理分配这100法郎的赌金?

解: 后两局若继续赌下去, 可能的结果为:

甲乙	乙甲	甲甲	乙乙
0.25	0.25	0.25	0.25

结合前三局的结果, 只有“乙乙”时甲会输掉100法郎。

$$P(X = 0) = 0.25, P(X = 100) = 0.75$$

$$E(X) = 0 \times 0.25 + 100 \times 0.75 = 75$$

甲预期分得75法郎, 乙预期分得25法郎。

例3 你下注 a 元玩**21点游戏**。庄家从6副牌（每副5张）扑克牌中随机发2张牌，若为对子，庄家赔你10倍，否则你输掉赌注。问：如下注100元，期望赢多少？

解：
$$P(X = 10a) = \frac{13C_{4 \times 6}^2}{C_{52 \times 6}^2} = 0.074$$

$$P(X = -a) = 1 - 0.074 = 0.926$$

$$E(X) = 10a \times 0.074 - a \times 0.926 = -0.186a$$

下注100元，预期会输掉18.6元。

例4 已知随机变量 X 的概率密度函数 (pdf) 为

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x \leq 1 \\ 2-x & 1 < x \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求 $E(X)$ 和 $E(X^2)$.

解:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx \\ &= \int_0^1 x \cdot x dx + \int_1^2 x \cdot (2-x) dx = 1 \\ E(X^2) &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx \\ &= \int_0^1 x^2 \cdot x dx + \int_1^2 x^2 \cdot (2-x) dx = \frac{7}{6} \end{aligned}$$

例5 已知随机变量 X 的服从柯西分布，其密度函数为

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

求 $E(X)$

解： 首先要检查绝对收敛性

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{+\infty} |x| f(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} |x| \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2} dx = \infty \quad \text{发散！} \end{aligned}$$

柯西分布的数学期望不存在！

- 例6** 已知公交车到站的时间间隔 X 服从指数分布，求
- (1) 平均间隔时间
 - (2) 若你已经等了 t 分钟，预期再等多长时间？

解：
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x\lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda}$$

根据指数分布的无记忆性，
在已经等待 t 分钟的情况下，
预期等待时间不变。

$$\lambda = 6 / \text{小时}$$

平均等待时间为 $\frac{1}{6}$ 小时，即10分钟。

例7 已知随机变量 (X, Y) 在矩形区域 D 上均匀分布, 其密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} 1/2 & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求 $E(XY)$

解:

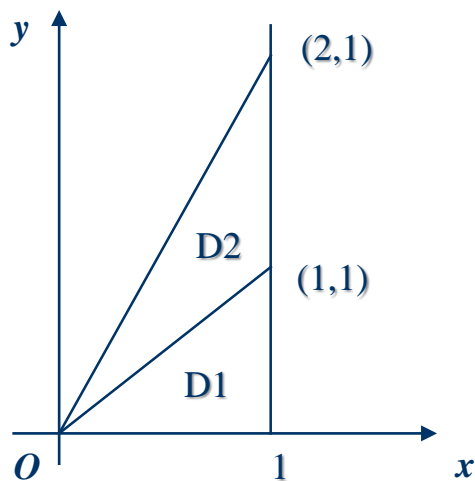
$$\begin{aligned} E(XY) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^1 \int_0^2 xy \frac{1}{2} dx dy = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

例8 已知随机变量 (X, Y) 的 pdf 为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{4}(x + y) & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2x \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求 $E[\max(X, Y)]$.

解:



$$\begin{aligned} E(Z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \max(x, y) f(x, y) dx dy \\ &= \int_0^1 \int_0^x x \frac{3}{4}(x + y) dx dy \\ &\quad + \int_0^1 \int_x^{2x} y \frac{3}{4}(x + y) dx dy \\ &= 1 \end{aligned}$$

例9 国际市场对我国的某种产品一年内的需求量为 X (单位: 吨), X 在区间 $[2000, 4000]$ 上服从均匀分布。产品出口卖掉后, 每吨可挣得外汇 3 万美元, 但卖不掉的产品要囤积在仓库, 每吨需支付库存费 1 万美元。

(1) 出口 y 吨产品的平均收益?

(2) y 取何值时, 收益最大?

解: X 的概率密度函数 pdf 为

$$f(x) = \begin{cases} 1/2000 & 2000 \leq x \leq 4000 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

出口 y 吨($2000 < y < 4000$) 产品的收益与需求量 X 有关

$$g(X) = \begin{cases} 3y & \text{当 } X \geq y \text{ (全部卖掉了)} \\ 3X - (y - X) & \text{当 } X < y \text{ (有剩余卖不掉)} \end{cases}$$

(1) 平均收益 = $E(g(X))$

$$g(X) = \begin{cases} 3y & \text{当 } X \geq y \\ 3X - (y - X) & \text{当 } X < y \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(g(X)) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f(x) dx \\ &= \int_{2000}^y [3x - (y - x)] \frac{1}{2000} dx + \int_y^{4000} 3y \frac{1}{2000} dx \\ &= \frac{1}{1000} (-y^2 + 7000y - 4000000) \end{aligned}$$

(2) 最佳出口量

$$\text{令 } \varphi(y) = (-y^2 + 7000y - 4000000)$$

$$\text{令 } \varphi'(y) = (-2y + 7000) = 0$$

得 $y = 3500$ (吨), 此时预期有最大收益。

例2 掷 n 颗骰子, X 代表掷出点数的总和, 求 $E(X)$ 。

解: 令 $X_i = j$ 表示第 i 颗骰子的点数为 j , $X = \sum_{i=1}^n X_i$

$$P(X_i = j) = \frac{1}{6}, \quad E(X_i) = \frac{1}{6}(1 + 2 + \cdots + 6) = \frac{7}{2}$$

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{7}{2}n$$

例3 一批产品中有 M 件正品, N 件次品, 从中任意抽取 n 件样品, 以 X 代表取到的次品件数, 求 $E(X)$ 。

直接计算超几何分布 $P(X = k) = \frac{C_N^k C_M^{n-k}}{C_{M+N}^n}$ 数学期望?

解: 视为 n 次 不返回抽样。令

$$\text{令 } X_i = \begin{cases} 0 & \text{第 } i \text{ 次抽到正品} \\ 1 & \text{第 } i \text{ 次抽到次品} \end{cases} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

则 $X = \sum_{i=1}^n X_i$ 且

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

参考抓阄

$$E(X_i) = \frac{N}{M + N}$$

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

例4. 设是 X 和 Y 是两个相互独立的事件变量, pdf 为

$$X \sim f(x) = \begin{cases} 2x & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad Y \sim g(y) = \begin{cases} e^{-(y-5)} & y > 5 \\ 0 & y \leq 5 \end{cases}$$

求 $E(3XY)$ 。

解: 注意到独立性

$$\begin{aligned} E(3XY) &= 3 \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx \times \int_{-\infty}^{+\infty} y g(y) dy \\ &= 3 \int_0^1 2x^2 dx \times \int_5^{+\infty} y e^{-(y-5)} dy \\ &= 12 \end{aligned}$$

例5. 设办公室的3台传真机独立工作。传真机对下一个传真的等待时间服从指数分布。

$$X_i \sim E(\lambda_i), i = 1, 2, 3 \quad \text{相互独立}$$

求办公室对下一个传真的平均等待时间。

解：视下一个传真是最先到达的传真，Y为等待时间

$$Y = \min(X_1, X_2, X_3)$$

$$\text{由 } P(X_i > y) = \int_y^{\infty} \lambda_i e^{-\lambda_i x} dx = e^{-\lambda_i y} \quad \text{可知}$$

$$P(Y > y) = P(X_1 > y, X_2 > y, X_3 > y)$$

$$= P(X_1 > y)P(X_2 > y)P(X_3 > y) = e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)y}$$

$$E(Y) = \int_0^{\infty} P(Y > y) dy = \int_0^{\infty} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)y} dy = \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3}$$

例2. 设二维随机变量 (X,Y) 分布律如图, $Z=3\text{Max}(X,Y)$, 求 $D(Z)$ 。

Y	0	1
X		
0	1/6	1/6
1	1/3	1/12
2	1/12	1/6

解: Z 的分布律为

Z	0	1	2
p	1/6	7/12	1/4

$$E(Z) = 0 \times \frac{1}{6} + 1 \times \frac{7}{12} + 2 \times \frac{1}{4} = \frac{13}{12}$$

$$E(Z^2) = 0^2 \times \frac{1}{6} + 1^2 \times \frac{7}{12} + 2^2 \times \frac{1}{4} = \frac{19}{12}$$

$$D(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \frac{19}{12} - \left(\frac{13}{12}\right)^2 = \frac{59}{144}$$

例3 掷 n 颗骰子, X 代表掷出点数的总和, 求 $D(X)$ 。

解: 令 $X_i = j$ 表示第 i 颗骰子的点数为 j , $X = \sum_{i=1}^n X_i$

$$P(X_i = j) = \frac{1}{6}, \quad E(X_i) = \frac{1}{6}(1 + 2 + \cdots + 6) = \frac{7}{2}$$

$$E(X_i^2) = \frac{1}{6}(1^2 + 2^2 + \cdots + 6^2) = \frac{91}{6}$$

$$D(X_i) = E(X_i^2) - (EX_i)^2 = \frac{91}{6} - \frac{49}{4} = \frac{35}{12}$$

$$D(X) = D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n D(X_i)$$

$$= \frac{35}{12}n$$

独立和

例2. 设二维随机变量 (X,Y)
分布律如图,
求 $\text{cov}(X,Y)$ 和相关系数 ρ 。

Y X	-1	0	1	P _{i.}
-1	1/8	1/8	1/8	3/8
0	1/8	0	1/8	2/8
1	1/8	1/8	1/8	3/8
P _{.j}	3/8	2/8	3/8	1

解: $EX=0, EY=0$

$$DX = DX^2 = 6/8$$

$$DY = EY^2 = 6/8$$

XY	-1	0	1
P	2/8	4/8	2/8

$$EXY = 0 \quad \text{Cov}(X,Y) = EXY - EX \cdot EY = 0$$

进而可知 $\rho = 0$ 。 但是 X, Y 并不独立。

例3: 设 (X,Y) 在单位圆内均匀分布, 求 $\text{Cov}(X,Y)$.

解: (X,Y) 的密度函数为 $f(x,y) = \frac{1}{\pi}, (x^2 + y^2 \leq 1)$

$$\begin{aligned} EX &= \iint_{x^2+y^2 \leq 1} xf(x,y)dxdy \\ &= \frac{1}{\pi} \iint_{x^2+y^2 \leq 1} x dxdy = 0 \end{aligned}$$

同理, $EY = 0$

$$\begin{aligned} EXY &= \iint_{x^2+y^2 \leq 1} xy \cdot f(x,y)dxdy \\ &= \frac{1}{\pi} \iint_{x^2+y^2 \leq 1} xy dxdy = 0 \end{aligned}$$

不相关,
但是
不独立!

$$\text{Cov}(X,Y) = E(XY) - (EX)(EY) = 0$$

例4: 设 $(X,Y) \sim N(0,1^2;1,2^2;\rho)$, $Z = X - 2Y + 1$
求 Z 的分布, 以及 Z 与 X 的相关系数。

解:

$$\begin{aligned}EZ &= EX - 2EY + 1 = -1 \\D(Z) &= D(X) + D(-2Y) + 2\text{Cov}(X, -2Y) \\&= D(X) + 4D(Y) - 4\text{Cov}(X, Y) \\&= 1 + 4 \cdot 4 - 4\rho\sigma_1\sigma_2 = 17 - 8\rho \\Z &\sim N(-1, 17 - 8\rho)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Z) &= \text{Cov}(X, X - 2Y + 1) = \text{Cov}(X, X) - 2\text{Cov}(X, Y) \\&= D(X) - 2\rho\sigma_1\sigma_2 = 1 - 2\rho\end{aligned}$$

$$\rho_{XZ} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{D(X)}\sqrt{D(Z)}} = \frac{1 - 2\rho}{\sqrt{17 - 8\rho}}$$

例5: 设 θ 是 $[-\pi, \pi]$ 上均匀分布的随机变量令
 $X = \sin \theta, Y = \cos \theta$, 试求 X 与 Y 的相关系数.

例6: 设法构造随机变量X和Y, 利用其相关系数证明

$$|P(AB) - P(A)P(B)| \leq \sqrt{P(A)P(\bar{A})} \times \sqrt{P(B)P(\bar{B})}$$

例1. 某计算机系统120台终端, 每台终端有5%的时间在使用。若各终端使用与否是相互独立的。求有10台以上终端同时使用的概率。

解: 设X表示同时使用的终端台数, $X \sim B(120, 0.05)$

$$\begin{aligned} P(X \geq 10) &= 1 - P(X < 10) \\ &= 1 - P\left\{\frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}} < \frac{10 - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right\} \\ &\approx 1 - \Phi\left[\frac{10 - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right] \\ &\approx 1 - \Phi\left[\frac{10 - 120 \times 0.05}{\sqrt{120 \times 0.05 \times 0.95}}\right] \approx 1 - \Phi[1.68] \\ &\approx 1 - 0.9535 = 0.0465 \end{aligned}$$

练习:

1. 抽样检查产品质量时, 如果发现次品多于10个, 则认为这批产品不能接受, 问应检查多少个产品, 可使次品率为10%的一批产品不能被接受的概率达到0.9? (147个)
2. 一个复杂的系统, 由 n 个相互独立起作用的部件组成, 每个部件的可靠度为0.9, 且必须至少有80%的部件工作才能使整个系统工作, 问 n 至少为多少才能使系统的可靠度为0.95? (25个)
3. 设某电话总机要为2000个用户服务, 在最忙时, 平均每户有3%的时间占线, 假设各户是否打电话是相互独立的, 问若想以99%的可能性满足用户的要求, 最少需要多少条线路? (79条)