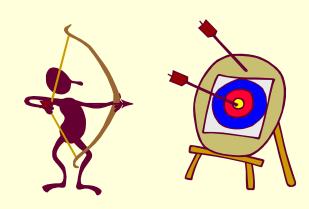
例: 在打靶试验中,已知弹着点的位置坐标(X, Y)的分布,我们关心的是弹着点与目标的距离 Z的分布,

而 $Z^2 = X^2 + Y^2$





§ 3.4 随机变量函数的分布

设(X, Y)是二维随机变量, $z = \varphi(x, y)$ 是一个已知的二元函数,如果当(X, Y)取值为(x, y)时,随机变Z量取值为 $z = \varphi(x, y)$,则Z称是二维随机变量的函数,记作 $Z = \varphi(X, Y)$

问题: 已知(X, Y)的分布, 求 $Z = \varphi(X, Y)$ 的分布.

一. 离散型随机变量 (X, Y) 的函数的概率分布



例1 设随机变量 (X,Y) 的分布律为

| XY | -2 | -1 | 0 |
|----------------|-----------|-----------|-----------------|
| 1 | 1 | 1 | 3 |
| -1 | 12 | 12 | $\overline{12}$ |
| 1 | 2 | 1 | 0 |
| $\overline{2}$ | 12 | 12 | V |
| 3 | 2 | 0 | 2 |
| 3 | 12 | J | 12 |

求 (1)X+Y, (2)|X-Y|的分布律

解

| | XY | -2 | 2 | -1 | 0 | | |
|--------|------------------|----------------|----------|--------------------|--------------------------------|-----------|----------|
| • | 1 | _1 | | 1 | 3 | | |
| | -1 | $\overline{1}$ | 2 | 12 | 12 | | |
| | 1 | | 2 | 1 | 0 | 等化 | 介于 |
| | $\overline{f 2}$ | 1 | 2 | 12 | J | | |
| | 3 | | | 0 | 2 | | |
| | | 1 | 2 | | 12 | | |
| 概率 | 1 | 1 | 3 | 2 | 1 | 2 | 2 |
| 11/1/- | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 | 12 |
| (X,Y) | (-1,-2) | (-1,-1 |) (-1,0 | $(\frac{1}{2},-2)$ | $2\left(\frac{1}{2},-1\right)$ |)(3,-2 | 2) (3,0) |

| 概率 | 1 12 | 1 12 | 3 12 | 2 12 | 1 12 | 2 12 | 2 12 |
|-------|---------|---------|----------|-------------------------------|-------------------------------|-------------|-------------|
| (X,Y) | (-1,-2) | (-1,-1) |) (-1,0) | $\left(\frac{1}{2},-2\right)$ | $\left(\frac{1}{2},-1\right)$ | (3,-2) | (3,0) |
| X + Y | -3 | -2 | -1 | $-\frac{3}{2}$ | $-\frac{1}{2}$ | 1 | 3 |
| X-Y | 1 | 0 | 1 | <u>5</u> 2 | 3 2 | 5 | 3 |

ı

所以X+Y,|X-Y|的分布律分别为

例2 设两个独立的随机变量 X 与 Y 的分布律为

| X | 1 | 3 | Y | 2 | 4 | |
|---------|-----|-----|----------|-----|-----|--|
| P_{X} | 0.3 | 0.7 | P_{Y} | 0.6 | 0.4 | |

求随机变量 Z=X+Y 的分布律.

解 因为X与Y相互独立,所以

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

| 得 | X^{Y} | 2 | 4 |
|-----|---------|------|------|
| ויז | 1 | 0.18 | 0.12 |
| | 3 | 0.42 | 0.28 |

所以
$$\frac{Z = X + Y}{P}$$
 3 5 7 0.18 0.54 0.28

例3 若X和Y相互独立,它们分别服从参数为 λ_1, λ_2 的泊松分布,证明Z=X+Y服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松分布.



解: 依题意

$$P(X = i) = \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^i}{i!}$$
 $i=0,1,2,...$

$$P(Y = j) = \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^j}{j!}$$
 $j=0,1,2,...$

由于

$$P(Z = r) = \sum_{i=0}^{r} P(X = i, Y = r - i)$$

$$P(Z = r) = \sum_{i=0}^{r} P(X = i, Y = r - i)$$

$$= \sum_{i=0}^{r} e^{-\lambda_{1}} \frac{\lambda_{1}^{i}}{i!} \cdot e^{-\lambda_{2}} \frac{\lambda_{2}^{r-i}}{(r-i)!}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})}}{r!} \sum_{i=0}^{r} \frac{r!}{i! (r-i)!} \lambda_{1}^{i} \lambda_{2}^{r-i}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda_{1} + \lambda_{2})}}{r!} (\lambda_{1} + \lambda_{2})^{r}, \quad r = 0,1, \dots$$

即Z服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松分布.

再生性 可加性

例4 设X和Y相互独立, $X\sim B(n_1,p),Y\sim B(n_2,p)$,求

Z=X+Y的分布.

法1: 直接计算

$$P(X = i) = C_{n_1}^{i} p^{i} (1 - p)^{n_1 - i}$$

$$i = 0, 1, 2, ..., n_1,$$

$$P(Y = j) = C_{n_2}^{j} p^{j} (1 - p)^{n_2 - j}$$

$$j = 0, 1, 2, ..., n_2,$$

$$\{X + Y = r\} = \bigcup_{(i,j)\in G} \{X = i, Y = j\}$$

$$r=0,1,\cdots n_1+n_2$$

$$G = \{(i, j) : i = 0, \dots, n_1, j = 0, \dots, n_2, i + j = r\}$$

所以
$$P(X + Y = r) = \sum_{(i,j) \in G} P(X = i, Y = j)$$

$$= \sum_{(i,j) \in G} \binom{n_1}{i} p^i (1-p)^{n_1-i} \binom{n_2}{j} p^j (1-p)^{n_2-j}$$

$$= p^r (1-p)^{n_1+n_2-r} \left(\sum_{(i,j) \in G} \binom{n_1}{i} \binom{n_2}{j}\right)$$

$$= \binom{n_1 + n_2}{r} p^r (1-p)^{n_1 + n_2 - r} r$$

 $r = 0, 1, \dots, n_1 + n_2$

法2: 无需计算

若 $X \sim B(n_1, \mathbf{p})$,则X 是在 n_1 次独立重复试验中事件A 出现的次数,每次试验中A 出现的概率都为p.

Y是在 n_2 次独立重复试验中事件A出现的次数,每次试验中A出现的概率为p.

故Z=X+Y是在 n_1+n_2 次独立重复试验中事件A出现的次数,每次试验中A出现的概率为p, $Z\sim B(n_1+n_2,p)$.

二 连续型随机变量(X,Y)的函数的概率分布

已知 $(X, Y) \sim f(x, y)$,求 $Z = \varphi(X, Y)$ 的概率分布

(1)
$$F_{Z}(z)=P(Z \le z) = P\{ \varphi(X, Y) \le z \}$$

$$= \iint_{\varphi(x,y) \le z} f(x,y) dx dy$$

(2) 若Z为连续型随机变量,则有

$$f(z) = F'(z)$$

例5:已知X, Y相互独立且均服从 $N(0, \sigma^2)$,求

$$Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$$

的概率密度。



由X和Y的独立性,得到(X,Y)的联合密度函数分

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < \infty, -\infty < y < \infty$$
Z的分布函数 $F_Z(z) = P(Z \le z) = P(\sqrt{X^2 + Y^2} \le z)$
当 $z \le 0$ 时 $F_Z(z) = 0$;
$$\exists z > 0$$
时 $F_Z(z) = P(X^2 + Y^2 \le z^2) = \iint_{x^2+y^2 \le z^2} f(x,y) dx dy$

$$= \iint_{x^2+y^2 \le z^2} \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} dx dy$$

对积分进行极坐标变换

$$x = r\cos\theta, \ y = r\sin\theta, \ J = \begin{vmatrix} \cos\theta & -r\sin\theta \\ \sin\theta & r\cos\theta \end{vmatrix} = r$$

$$F_z(z) = \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi} d\theta \int_0^z \frac{1}{\sigma^2} r e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} dr = 1 - e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}$$

所以Z的密度函数为

$$f_{Z}(z) = F_{Z}'(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^{2}} e^{\frac{z^{2}}{-2\sigma^{2}}}, & z \ge 0\\ 0 & \sharp \text{ id.} \end{cases}$$

瑞利 (Rayleigh) 分布

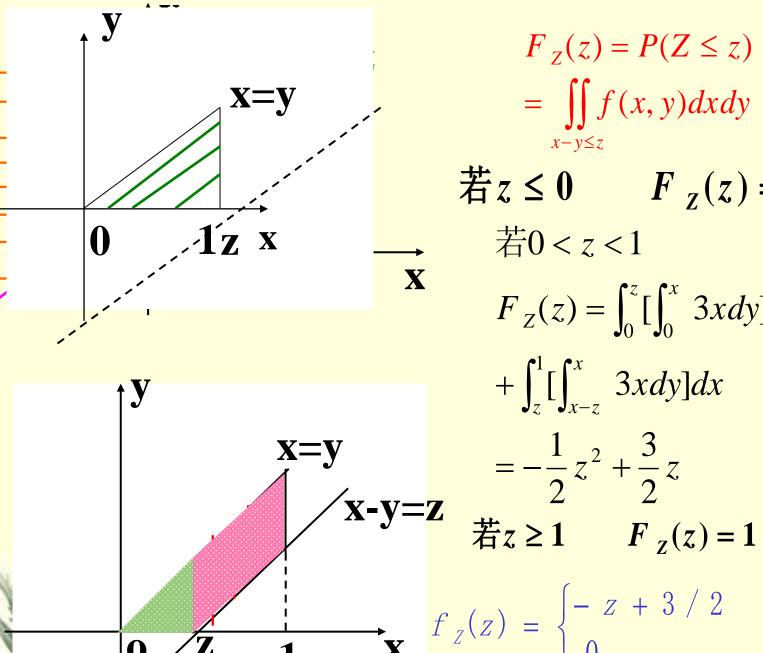


例6:设(X,Y)的联合概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} 3x, 0 < y < x, 0 < x < 1 \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

XZ = X - Y 的概率密度





$$F_{Z}(z) = P(Z \le z)$$

$$= \iint_{x-y \le z} f(x, y) dx dy$$

若
$$z \le 0$$
 $F_z(z) = 0$

若0 < z < 1

$$F_{Z}(z) = \int_0^z \left[\int_0^x 3x \, dy \right] dx$$

$$+ \int_{z}^{1} \left[\int_{x-z}^{x} 3x \, dy \right] dx$$

$$= -\frac{1}{2}z^2 + \frac{3}{2}z^2$$

若
$$z \ge 1$$
 $F_z(z) =$

$$\mathbf{x} \quad f_{Z}(z) = \begin{cases} -z + 3/2 & 0 < z < 1 \\ 0 & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

和的分布: Z = X + Y

定理: 若(X,Y)的联合概率密度为 f(x,y), 则

Z=X+Y 的概率密度为

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

或

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

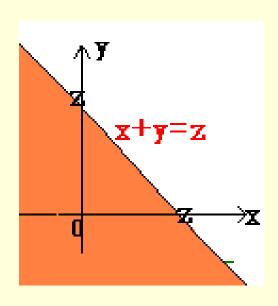


证明: Z=X+Y的分布函数是:

$$F_Z(z)=P(Z\leq z)=P(X+Y\leq z)$$

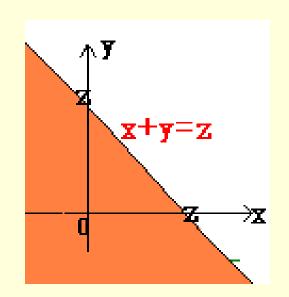
$$= \iint\limits_{D} f(x,y) dx dy$$

$$D = \{(x, y): x+y \le z\}$$





$$F_{Z}(z) = \iint_{x+y \le z} f(x,y) dx dy$$
$$= \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{z-y} f(x,y) dx \right] dy$$



� u=x+y, y=y得

$$F_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} f(u - y, y) du \right] dy$$
$$= \int_{-\infty}^{z} \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(u - y, y) dy \right] du$$

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

当X和Y独立,设(X,Y)关于X,Y的边缘密度分别为 $f_X(x)$, $f_Y(y)$,则上述两式化为:

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx$$

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z - y) f_Y(y) dy$$

$$f_{Z}(z) = f_{X}(z) * f_{Y}(z)$$

称之为函数 $f_X(z)$ 与 $f_Y(z)$ 的卷积

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

步骤

1 在xoz 平面画出f(x,z-x) 非零区域

2 找出非零区域中z的范围

3 上述范围内固定z,找出x的积分限



例7: 若X, Y 相互独立, 其概率密度函数分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \sharp \text{ the } \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} 2y, & 0 \le y \le 1 \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

求 Z=X+Y 的概率密度函数 $f_Z(z)$



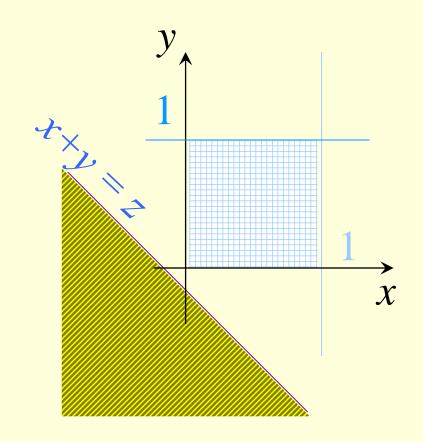
解法一 从分布函数出发

$$F_Z(z) = P(X + Y \le z)$$

$$= \iint\limits_{x+y\leq z} f(x,y) dx dy$$

当z < 0时,

$$F_Z(z) = 0$$

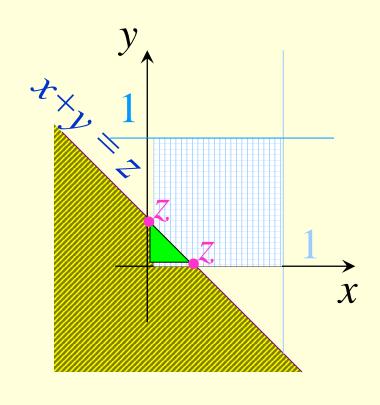


当 $0 \le z < 1$ 时,

$$F_Z(z) = \int_0^z dx \int_0^{z-x} 2y dy$$
$$= \int_0^z (z-x)^2 dx$$

$$=\frac{z^3}{3}$$

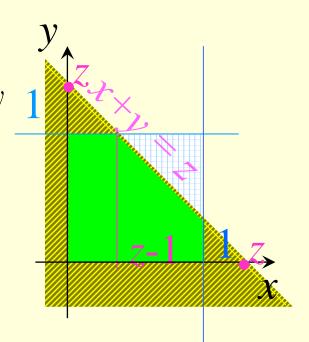
$$f_Z(z) = z^2$$



当 $1 \le z < 2$ 时,

$$F_{Z}(z) = \int_{0}^{z-1} dx \int_{0}^{1} 2y dy + \int_{z-1}^{1} dx \int_{0}^{z-x} 2y dy$$

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





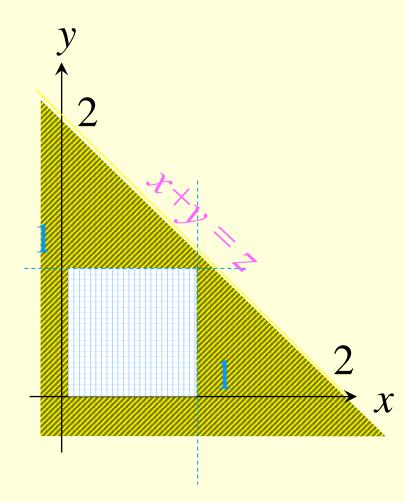
$$f_Z(z) = 2z - z^2$$

当
$$2 \le z$$
时,

$$F_Z(z) = 1$$

$$f_Z(z) = 0$$

$$f_{z}(z) = \begin{cases} 0, & z < 0 z > 2 \\ z^{2}, & 0 < z < 1 \\ 2z - z^{2}, & 1 < z < 2 \end{cases}$$



解法二

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z - x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z - x) dx$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{ 其他} \end{cases}$$

$$f_Y(z-x) = \begin{cases} 2(z-x), & 0 \le z-x \le 1 \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

被积函数不为0的区域



$$\begin{cases} 0 \le x \le 1 \\ 0 \le z - x \le 1 \end{cases}$$

$$f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{ 其他} \end{cases}$$

$$f_Y(z-x) = \begin{cases} 2(z-x), & 0 \le z-x \le 1 \\ 0, & 其他 \end{cases}$$

被积函数不为0的区域

$$\begin{cases} 0 \le x \le 1 \\ 0 \le z - x \le 1 \end{cases}$$

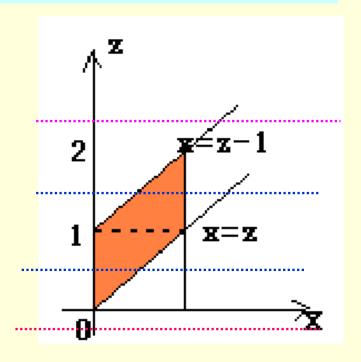
若z<0或z>2

$$f_Z(z) = 0$$

若0<z<1

$$f_Z(z) = \int_0^z 2(z-x)dx = z^2$$

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



$$f_{Z}(z) = \begin{cases} \int_{0}^{z} 2(z-x)dx = z^{2}, & 0 \le z < 1\\ \int_{z-1}^{1} 2(z-x)dx = 2z - z^{2}, & 1 \le z < 2\\ 0, & \sharp \, \stackrel{\triangleright}{\boxtimes} \end{cases}$$



例8 已知X, Y相互独立且均服从N(0, 1),求

由X和Y的独立性得到X,Y)的联合密度函数为

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

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, z - x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2 + (x - z)^2}{2}} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{2(x - z/2)^2 + z^2/2}{2}} dx = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x - z/2)^2} dx$$

$$= \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{z^2}{4}}$$

正态随机变量的性质

若X,Y相互独立,
$$X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

则
$$X + Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

若
$$X_1, X_2, \dots, X_n$$
 相互独立, $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), i = 1, 2, \dots, n$

$$\sum_{i=1}^{n} X_{i} \sim N(\sum_{i=1}^{n} \mu_{i}, \sum_{i=1}^{n} \sigma_{i}^{2})$$

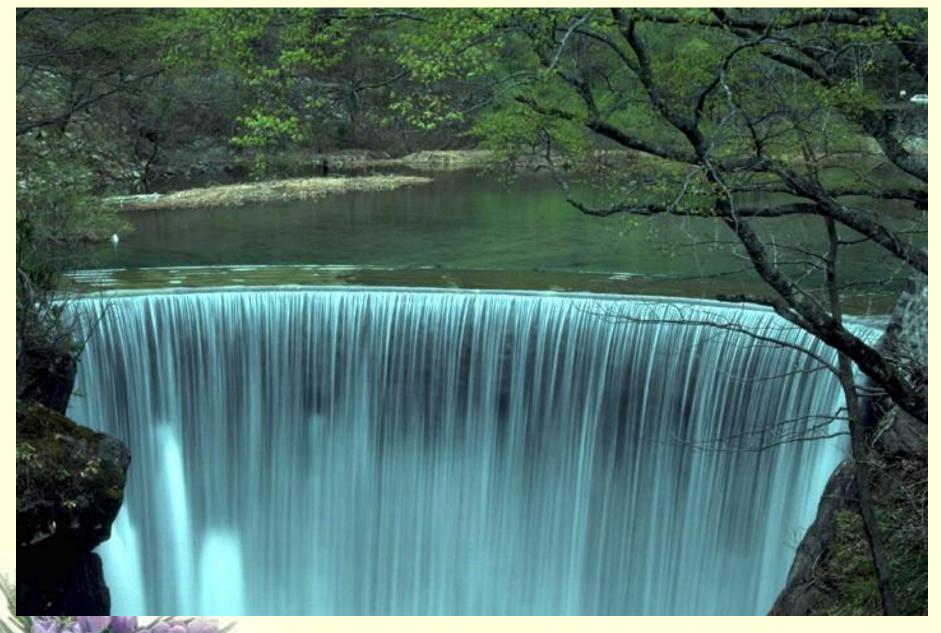
有限个独立正态变量的线性组合仍然

服从正态分布

第三章作业2:

34,35,37,39,41





休息片刻再继续

3.5 $M=\max(X,Y)$ 及 $N=\min(X,Y)$ 的分布

离散型随机变量

例9 X, Y相互独立, $X, Y \sim$ 参数为0.5的0-1分布 求 $M = \max\{X, Y\}$ 的概率分布

| 解 Y | $\mathcal{O}_{ij}X$ | 1 | 0 | |
|---------------|---------------------|------|------|---|
| 1 | | 0.25 | 0.25 | |
| 0 | | 0.25 | 0.25 | |
| $\max\{X,Y\}$ | | 1 | (|) |
| P | | 0.75 | 0.25 | |
| | St. Company | | | |

例10 设随机变量 X_1 , X_2 相互独立,并且有相同的几何分布 $P(X_1=k)=p(1-p)^{k-1}$, k=1,2,..., 求 $Y=\max(X_1,X_2)$ 的分布律.

解:
$$P(Y=n) = P(\max(X_1, X_2) = n)$$

 $= P(X_1 = n, X_2 \le n) + P(X_2 = n, X_1 < n)$
 $= pq^{n-1} \sum_{k=1}^{n} pq^{k-1} + pq^{n-1} \sum_{k=1}^{n-1} pq^{k-1}$
 $= p^2 q^{n-1} \frac{1-q^n}{1-q} + p^2 q^{n-1} \frac{1-q^{n-1}}{1-q}$ $n=1,2,...$
 $= pq^{n-1} (2-q^n-q^{n-1})$

连续型随机变量

设X,Y是两个相互独立的随机变量,它们的分

布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$,求 $M=\max(X,Y)$ 及

 $N=\min(X,Y)$ 的分布函数.

$$F_{M}(z) = P(M \le z) = P(max(X, Y) \le z)$$
$$= P(X \le z, Y \le z)$$

$$=P(X\leq z)P(Y\leq z)$$

即有
$$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z)$$

设X, Y是两个相互独立的随机变量,它们的分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 求 $N=\min(X,Y)$ 的分

布函数.

$$F_{N}(z)=P(N \le z) = 1-P(N > z)$$

=1-P(X>z,Y>z)
=1-P(X>z)P(Y>z)

即有

$$F_N(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$$

设 $X_1,...,X_n$ 是n个相互独立的随机变量,它们的分布函数分别为

$$F_{X_i}(x)$$
 (*i* =0,1, ..., *n*)

求
$$M=\max(X_1,\ldots,X_n)$$

和 $N=\min(X_1,\ldots,X_n)$ 的分布函数.



$M=\max(X_1,...,X_n)$ 的分布函数为:

$$F_{M}(z) = F_{X_{1}}(z) \cdots F_{X_{n}}(z)$$

 $N=\min(X_1,...,X_n)$ 的分布函数是

$$F_N(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)] \cdot \cdot \cdot [1 - F_{X_n}(z)]$$

特别,当 $X_1,...,X_n$ 相互独立且具有相同分布函数F(x)时,有



$$F_{M}(z)=[F(z)]^{n}$$

 $F_{N}(z)=1-[1-F(z)]^{n}$

例11 设X, Y相互独立且都服从[0,1]上均匀分布 求 Z=max(X,Y)的密度函数



例12系统 L 由两个相互独立的子系统 L_1 , L_2 联结而成。已知 L_1 , L_2 的使用寿命X, Y 分别服从参数为 α , β ($\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\alpha \neq \beta$)的指数分布。分别在下列三种情况下,求系统 L 的使用寿命Z的分布.

- (1)子系统 L_1, L_2 串联;
- (2)子系统 L_1, L_2 并联;
- (3)子系统 L_2 冷备.



(1)子系统 L_1, L_2 串联;

$$f_{X}(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0 \\ 0, & \sharp \Xi \end{cases}$$

$$f_{Y}(x) = \begin{cases} \beta e^{-\beta x}, & x > 0 \\ 0, & \sharp \Xi \end{cases}$$

$$0, & \sharp \Xi$$

$$F_{X}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x}, x > 0 \\ 0 & 其他 \end{cases}$$

$$F_{Y}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta x}, x > 0 \\ 0 & 其他 \end{cases}$$

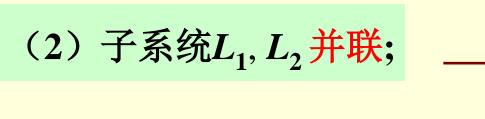
由题意 $Z = \min(X, Y)$

z的分布函数

$$z$$
的分布函数
$$F_{z}(z) = 1 - (1 - F_{X}(z))(1 - F_{Y}(z)) = \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha + \beta)z} & z > 0 \\ 0 & \pm \text{他} \end{cases}$$
Z的密度函数为

$$f_{z}(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z} & z > 0 \\ 0 & \pm \text{de} \end{cases}$$

$$f_Z(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z} & z > 0 \\ 0 & \text{ 其他} \end{cases}$$



$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\alpha x}, x > 0 \\ 0 & \text{ if } t \end{cases}$$

$$F_{Y}(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta x}, x > 0 \\ 0 & \text{ 其他} \end{cases}$$

由题意 $Z = \max(X, Y)$

$$z$$
的分布函数
$$F_{z}(z) = F_{X}(z)F_{Y}(z) = \begin{cases} (1-e^{-\alpha z})(1-e^{-\beta z}) & z > 0 \\ 0 & 其他 \end{cases}$$

$$Z的密度函数为 f_{Z}(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} (1 - e^{-\beta z}) + \beta e^{-\beta z} (1 - e^{-\alpha z}) & z > 0 \\ 0 & \sharp \text{他} \end{cases}$$

例13.设随机变量 X 和 Y 相互独立,且 $X\sim U(0,1)$, $P\{Y=0\}=P\{Y=1\}=1/2$,令 Z=X+Y,求 Z 的分布。

解: 首先易知X的密度函数和分布函数分别为 $f_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1 \\ 0, & x \le 0 \end{cases}$ 和 $F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \le 0 \\ x, & 0 < x < 1 \\ 1, & x \ge 1 \end{cases}$

则Z的分布函数为

$$F_{Z}(z) = P\{Z \le z\} = P\{X + Y \le z\}$$

$$= P\{X + Y \le z, Y = 0\} + P\{X + Y \le z, Y = 1\}$$

$$= P\{X \le z\}P\{Y = 0\} + P\{X \le z - 1\}P\{Y = 1\}$$

$$F_{Z}(z) = \frac{1}{2} [P\{X \le z\} + P\{X \le z - 1\}]$$

$$= \frac{1}{2} [F_{X}(z) + F_{X}(z - 1)]$$

当0F_X(z)=z,
$$F_X(z-1)=0$$
 $\therefore F_Z(z)=z/2$

当1
$$\leq z < 2$$
时 $F_X(z) = 1$, $F_X(z-1) = z-1$ $\therefore F_Z(z) = z/2$

$$F_X(z) = 0$$
, $F_X(z-1) = 0$ $\therefore F_Z(z) = 0$

$$F_X(z) = 1$$
, $F_X(z-1) = 1$ $\therefore F_Z(z) = 1$

斯以Z的密度函数为 $f_Z(z) = F_Z'(z)$

三. 最大值和最小值的分布

$$f_z(z) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & 0 < z < 2 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

即 $Z\sim U(0,2)$



例14. 设随机变量(X,Y)的概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} 1/2, & 0 \le x \le 1, 0 < y < 2 \\ 0, & \cancel{\sharp} \stackrel{\sim}{:} \end{cases}$$

 $\diamondsuit Z = min\{X,Y\}$. 求Z的密度函数。

解: 联合密度函数的非0区域

$$G = \{0 \le x \le 1, 0 < y < 2\}$$

$$F_Z(z) = P(Z \le z) = P(\min(X,Y) \le z)$$

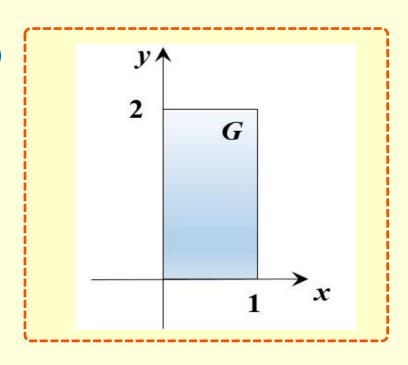
$$=1-P(\min(X,Y)>z)$$

$$=1-P(X>z,Y>z)$$

$$=1-\iint_{x>z,y>z} f(x,y)dxdy$$

积分区域为

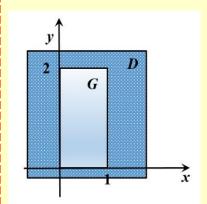
$$D = \{(x,y): x>z, y>z\}$$



当z<0时

积分区域 $D=\{(x,y):x>z,y>z\}$ 包含了整个非零区域

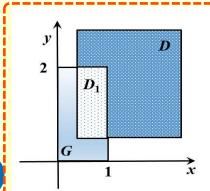
$$F_Z(z) = 1 - \iint_{x>z, y>z} f(x, y) dxdy = 1 - 1 = 0$$



当0≤z<1时

积分区域 $D=\{(x,y):x>z,y>z\}$ 与非零区域G相交的区域为 D_1 ,可表示为 $D_1=\{(x,y):z\leq x<1,z\leq y<2\}$

$$F_Z(z) = 1 - \int_z^1 dx \int_z^2 \frac{1}{2} dy = 1 - \frac{1}{2} (2 - z)(1 - z)$$

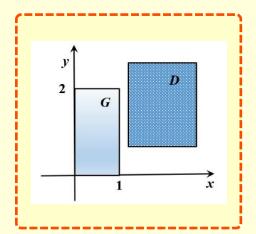


当ℤ≥1时

积分区域 $D=\{(x,y):x>z,y>z\}$ 与非零区域G不相交。

所以
$$F_z(z) = 1 - 0 = 1$$

所以
$$z$$
的分布函数为 $F_{Z}(z)=egin{cases} 0, & z<0 \\ 1-rac{1}{2}(2-z)(1-z), & 0\leq z<1 \\ 1, & z\geq 1 \end{cases}$



密度函数为
$$f_Z(z) = F_Z'(z) = \begin{cases} \frac{3}{2} - z, & 0 \le z < 1 \\ 0, & 其它 \end{cases}$$

第三章 作业3:

31, 45,46



