

でルフ某大学 NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY



徐爽

西北工业大学

数学与统计学院 应用概率统计系



第三节随机变量的函数及其分布(2)

(二维随机变量函数的分布)

● 一、问题的引出

二、离散型随机变量的函数的分布

三、连续型随机变量的函数的分布



一、问题的引出

有一大群人,令X和Y分别表示一个人的年龄和体重,Z表示该人的血压并且已知Z与X,Y的函数关系Z = f(X,Y),如何通过X,Y的分布确定Z的分布

$$p\left\{X=x_{i},Y=y_{j}\right\} \Rightarrow p\left\{Z=z_{k}\right\}$$

$$p(x,y) \Rightarrow p_z(z)$$

为了解决类似的问题,下面我们讨论二维随机变量函数的分布.



二、离散型随机变量函数的分布

例1 设随机变量(X,Y)的分布律

X	-2	-1	0
	1	1 12	3
-1	12	12	12
1	$\frac{2}{12}$	1	50
$\overline{2}$	12	12	V
3	2	0	$\frac{2}{12}$
3	12	U	12

求 (1)X + Y, (2)|X - Y|的分布律.

西北工业大学概率统计教研室

解

XY	-2 _{TE}	-1	0
123	1	1	3
-1	12	12	$\frac{3}{12}$
-1	$\frac{2}{12}$	1	0
$\overline{2}$		12	
3	2 12	0	2 12

$$Z = f(X,Y)$$
为一维随机变量

等价于

西北工业太学概率统计教研室

P	1 12	1 12	3 12	2 12	1 12	0	2 12	0	2 12
(X,Y)	(-1,-2)	(-1,-1)	(-1,0)	$\left(\frac{1}{2},-2\right)$	$\left(\frac{1}{2},-1\right)$	$\left(\frac{1}{2},0\right)$)(3,-2	2)(3,-1))(3,0)
X + Y	-3	-2	-1	$-\frac{3}{2}$	$-\frac{1}{2}$	1/2	1	2	3
X-Y	1	0	1	$\frac{5}{2}$	$\frac{3}{2}$	$\frac{1}{2}$	5	4	3

所以X + Y, |X - Y|的分布律分别为



结论

若二维离散型随机变量的联合分布律为

$$p{X = x_i, Y = y_j} = p_{ij}, i, j = 1,2,$$

则随机变量函数Z = f(X,Y)的分布律为

$$P{Z = z_k} = P{f(X,Y) = z_k}$$

$$= \sum_{z_k = f(x_i, y_j)} p_{ij} \qquad k = 1, 2 \cdots$$

其中 "
$$\sum_{z_k = f(x_i, y_j)} p_{ij}$$
 " 是关于 $f(x_i, y_j) = z_k$

的 (x_i, y_i) 求和.



例2 设 X_1, X_2 相互独立,且分别服从参数为 λ_1 , λ_2 的泊松分布,求 $X_1 + X_2$ 的分布.

解
$$P\{X_1 + X_2 = k\}$$

 $= P\{X_1 = 0; X_2 = k\} + P\{X_1 = 1; X_2 = k - 1\}$
 $+ \dots + P\{X_1 = k; X_2 = 0\}$
 $= \sum_{i=0}^{k} P\{X_1 = i; X_2 = k - i\}$
 $= \sum_{i=0}^{k} P\{X_1 = i\} P\{X_2 = k - i\}$





$$= \sum_{i=0}^{k} P\{X_1 = i\} P\{X_2 = k - i\}$$

$$=\sum_{i=0}^{k}\frac{\lambda_1^i}{i!}e^{-\lambda_1}\frac{\lambda_2^{k-i}}{(k-i)!}e^{-\lambda_2}$$

$$= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \sum_{i=0}^{k} \frac{k!}{(k-i)!i!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i}$$

$$=\frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}$$

泊松分布

$$P\left\{X=k\right\} = \frac{\lambda^{k}}{k!}e^{-\lambda}$$

$$(\lambda_1 + \lambda_2)^k$$

两个独立的均服从泊

所以 $X_1 + X_2 \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$



可加性:两个服从同种类型分布的独立随机变量,若它们的和仍为同种类型的分布,则称这个分布具有可加性。

常见分布中

- 1. 具有可加性: 二项、泊松、正态、卡方、负二项、伽马、柯西。
- 2. 不具有可加性: 0-1、几何、均匀、指数、贝塔



三、连续型随机变量函数的分布

几种特殊形式的随机变量函数的分布 (1)Z = X + Y的分布 $p(x,y) \Rightarrow p_z(z)$?

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z - y, y) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, z - x) dx$$

若X与Y独立时,

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X}(z - y) p_{Y}(y) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X}(x) p_{Y}(z - x) dx$$



西北工业大学概率统计教研室

$$\mathbf{ii} \quad \forall z \in R \\
D = \{(x,y)|x+y \le z\} \\
\mathbf{F}_{Z}(z) = P\{Z \le z\} \\
= P\{X+Y \le z\} \\
= \iint_{D} p(x,y) dx dy \\
= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{z-x} p(x,y) dy$$



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

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du$$

$$= \int_{-\infty}^{z} du \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, u - x) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{z} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} p(x, u - x) dx \right] du$$

$$\therefore p_{Z}(z) = \frac{dF_{Z}(z)}{dz}$$

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

13



例3 设两个独立的随机变量 X 与Y 都服从标准正态分布,求 Z=X+Y 的概率密度.

解 由于 $p_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, -\infty < x < +\infty$

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

由公式
$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z-x) dx$$



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

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

$$\frac{t = x - \frac{z}{2}}{2\pi} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} e^{-\frac{z^2}{4}}$$

即 Z 服从 N(0,2)分布.



说明

一般,设X,Y相互独立且 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$.则Z = X + Y仍然服从正态分布,且有 $Z \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.

有限个相互独立的正态随机变量的线性组合仍然服从正态分布.

例如,设X、Y独立,都具有正态分布,则 3X+4Y也具有正态分布.



例6 在一简单电路中,两电阻 R_1 和 R_2 串联联接设 R_1 , R_2 相互独立,它们的概率密度均为

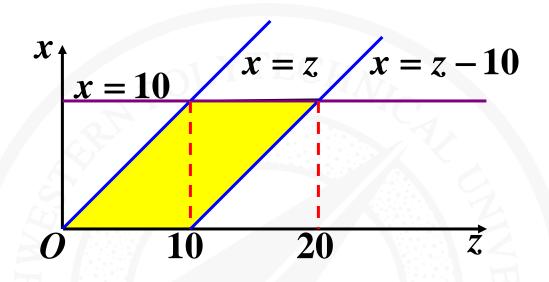
$$p(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \le x \le 10, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

求电阻 $R = R_1 + R_2$ 的概率密度.

解 由题意知 R 的概率密度为

$$p_R(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) p(z - x) dx.$$





当
$$\begin{cases} 0 \le x \le 10, \\ 0 \le z - x \le 10, \end{cases} \quad \mathbb{P} \begin{cases} 0 \le x \le 10, \\ z - 10 \le x \le z, \end{cases}$$
 时,

$$p_R(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x) p(z-x) dx 中被积函数不为零.$$



此时
$$p_{R}(z) = \begin{cases} \int_{0}^{z} p(x)p(z-x)dx, & 0 \le z < 10, \\ \int_{z-10}^{10} p(x)p(z-x)dx, & 10 \le z \le 20, \end{cases}$$

$$0, \qquad \qquad$$
其它.



将
$$p(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \le x \le 10, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

$$p(z-x) = \begin{cases} \frac{10-(z-x)}{50}, & 0 \le z-x \le 10, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$
代入 (1) 式得

$$p_R(z) = \begin{cases} (600z - 60z^2 + z^3)/15000, & 0 \le z < 10, \\ (20 - z)^3/15000, & 10 \le z < 20, \\ 0, & \sharp \dot{\Xi}. \end{cases}$$



(2)Z = X - Y的分布

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z+y,y) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,x-z) dx$$

当X与Y独立时,

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X}(z+y) p_{Y}(y) dy$$
$$= \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X}(x) p_{Y}(x-z) dx$$



$$(3)Z = \frac{X}{Y}$$
的分布

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$

当X与Y独立时,

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p_X(yz) p_Y(y) dy$$

i.
$$\forall z \in R$$
, $D = \{(x,y) | \frac{x}{y} \le z\}$

$$F_Z(z) = P\{Z \le z\} = P\{\frac{X}{Y} \le z\} = \iint_D p(x, y) dxdy$$



西北工业大学概率统计教研室

① 当 $z \leq 0$ 时,

$$F_Z(z) = P(\frac{X}{Y} \le z)$$

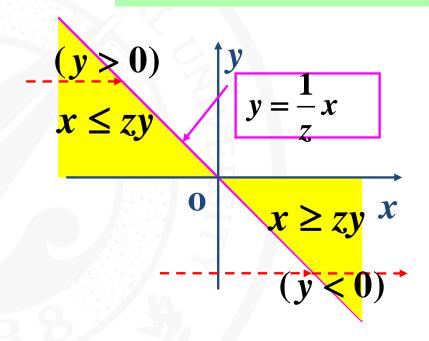
$$= \iint_D p(x, y) \mathrm{d}x \mathrm{d}y$$

$$\int_{-\infty}^{0} \mathrm{d}y \int_{zy}^{+\infty} p(x,y) \mathrm{d}x$$

$$+ \int_0^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{zy} p(x,y) dx$$

换元

$$D = \{(x,y) \mid \frac{x}{y} \le z\}$$





$$= \int_{-\infty}^{0} dy \int_{z}^{-\infty} p(yu, y) y du + \int_{0}^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{z} p(yu, y) y du$$
交换积分次序

$$= \int_{z}^{-\infty} \int_{-\infty}^{0} p(yu, y) y dy du + \int_{-\infty}^{z} \int_{0}^{+\infty} p(yu, y) y dy du$$

$$p_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz}$$
 与z没有关系

$$= -\int_{-\infty}^{0} p(yz, y)ydy + \int_{0}^{+\infty} p(yz, y)ydy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$



当
$$z > 0$$
时,

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

$$\iint_{D} p(x, y) dx dy$$

$$= \int_{-\infty}^{0} dy \int_{zy}^{+\infty} p(x, y) dx$$

$$+ \int_{0}^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{zy} p(x, y) dx$$

$$D = \{(x,y) | \frac{x}{y} \le z\}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} p(x,y) dx dy$$

$$= \int_{-\infty}^{0} dy \int_{-\infty}^{+\infty} p(x,y) dx$$

$$+ \int_{0}^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{zy} p(x,y) dx$$

$$\Rightarrow u = \frac{x}{y} \int_{-\infty}^{0} dy \int_{z}^{-\infty} p(yu,y) y du + \int_{0}^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{z} p(yu,y) y du$$

西北工业大学概率统计教研室

$$= \int_{-\infty}^{0} dy \int_{z}^{-\infty} p(yu, y) y du + \int_{0}^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{z} p(yu, y) y du$$

$$= \int_{z}^{-\infty} du \int_{-\infty}^{0} p(yu, y) y dy + \int_{-\infty}^{z} du \int_{0}^{+\infty} p(yu, y) y dy$$

$$p_{Z}(z) = \frac{dF_{Z}(z)}{dz}$$

$$= -\int_{-\infty}^{0} p(yz, y) y dy + \int_{0}^{+\infty} p(yz, y) y dy$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$



$(3)Z = \frac{X}{Y}$ 的分布

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$

当X与Y独立时,

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p_X(yz) p_Y(y) dy$$



例4 设X,Y分别表示两只不同型号的灯泡的寿命 X,Y相互独立,它们的 概率密度分别为

$$p(x) = \begin{cases} e^{-x}, x > 0, \\ 0, \quad \text{其他.} \end{cases} \qquad p(y) = \begin{cases} 2e^{-2y}, y > 0, \\ 0, \quad \text{其他.} \end{cases}$$

试求 $Z = \frac{X}{Y}$ 的概率密度函数

解 由公式
$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$

$$p_Z(z) = \int_0^{+\infty} y p(yz, y) dy - \int_{-\infty}^0 y p(yz, y) dy,$$



$$p(x,y) = \begin{cases} 2e^{-x}e^{-2y}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

得所求密度函数 (当z > 0时)

$$p_Z(z) = \int_0^{+\infty} 2y e^{-yz} e^{-2y} dy - 0$$

$$= \int_0^{+\infty} 2y e^{-y(2+z)} dy = \frac{2}{(2+z)^2},$$

(当
$$z \le 0$$
时) $p_Z(z) = 0$, 得
$$p_Z(z) = \begin{cases} \frac{2}{(2+z)^2}, z > 0, \\ 0, z \le 0. \end{cases}$$

$$p_Z(z) = \int_0^{+\infty} y p(yz, y) dy - \int_{-\infty}^0 y p(yz, y) dy,$$



(4) 极值分布,即 $M = \max\{X,Y\}$,

$$N = \min\{X,Y\}$$
的分布.

① 当X,Y相互独立时,有

$$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z)$$

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

② 当X, Y相互独立且同分布时, 有

$$F_M(z) = F^2(z)$$

$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^2$$



$$\mathbb{IF} F_M(z) = P\{M \le z\}$$

$$= P\{X \le z, Y \le z\}$$

$$= P\{X \le z\} \cdot P\{Y \le z\} \qquad (X = Y)$$

$$= F_X(z)F_Y(z)$$

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

$$= 1 - P\{X > z, Y > z\}$$

$$= 1 - P\{X > z\} \cdot P\{Y > z\}$$

$$= 1 - [1 - F_{X}(z)][1 - F_{Y}(z)]$$



推广: 一般地,设

$$M = \max\{X_1, X_2, \cdots X_n\},\$$

$$N = \min\{X_1, X_2, \cdots X_n\},\$$

则当 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立且同分布时,

有
$$F_M(z) = F^n(z)$$

$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$$

其中
$$F(z) = P\{X_1 \le z\}$$
.



例5 对某种电子装置的输出测量了5次,得到的观观察值为 X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 设它们是相互独立的随机变量,且都服从同一分布

$$F(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{2ze^2}{8}}, & z \ge 0, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

试求 $\max\{X_1, X_2, X_3, X_4, X_5\} > 4$ 的概率.

解 设 $D = \max(X_1, X_2, X_3, X_4, X_5)$





因为
$$F_{\text{max}}(z) = [F(z)]^5$$
, 所以 $P\{D > 4\} = 1 - P\{D \le 4\}$

$$=1-F_{\max}(4)$$

$$=1-[F(4)]^5$$

$$=1-(1-e^{-e^2})^5.$$



例 7 设(X,Y)的联合分布密度为

$$p(x,y) = \begin{cases} x^2 + \frac{1}{3}xy, & 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 2, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

- (1)问: X与Y是否相互独立?
- (2)设含有a的二次方程为

$$a^2 + 2Xa + Y = 0$$

求此方程有实根的概率;

(3)求(X,Y)的分布函数.



(1) 先求 $p_X(x), p_Y(y)$.

$$p_{X}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy$$

$$= \begin{cases} \int_{0}^{2} p(x, y) dy, & x \in [0, 1], \\ 0, & \text{ \sharp $\text{$\not$$}$} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \int_{0}^{2} (x^{2} + \frac{1}{3}xy) dy, & x \in [0, 1], \\ 0, & \text{ \sharp $\text{$\not$$}$} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 2x^{2} + \frac{2}{3}x, & x \in [0, 1], \\ 0, & \text{ \sharp $\text{$\not$$}$} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 2x^{2} + \frac{2}{3}x, & x \in [0, 1], \\ 0, & \text{ \sharp $\text{$\not$$}$} \end{cases}$$





$$\begin{split} p_{Y}(y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) \mathrm{d}x \\ &= \begin{cases} \int_{0}^{1} p(x, y) \mathrm{d}x, & y \in [0, 2], \\ 0, & \text{#$\dot{\Xi}$.} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \int_{0}^{1} (x^{2} + \frac{1}{3}xy) \mathrm{d}x, & y \in [0, 2], \\ 0, & \text{#$\dot{\Xi}$.} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{3} + \frac{1}{6}y, & y \in [0, 2], \\ 0, & \text{#$\dot{\Xi}$.} \end{cases} \end{split}$$



$$p(1,0) = 1, \quad p_X(1) = \frac{8}{3}, \quad p_Y(0) = \frac{1}{3}$$
$$p(1,0) = 1 \neq p_X(1)p_Y(0)$$

: X 与 Y 不独立.

(2)设含有a的二次方程为 $a^2 + 2Xa + Y = 0$

求此方程有实根的概率p;

$${a^2 + 2Xa + Y = 0$$
有实根}
= ${4X^2 - 4Y \ge 0}$

$$= \{Y \le X^2\}$$



$$p = P\{Y \le X^2\}$$

$$= \iint_{y \le x^2} p(x, y) dx dy$$

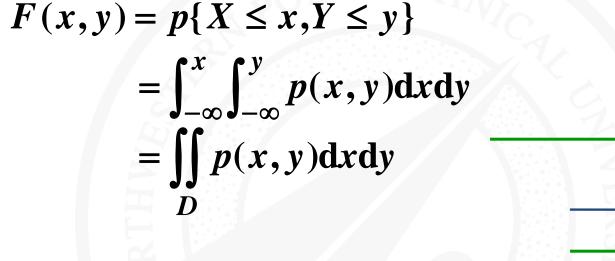
$$= \int_0^1 dx \int_0^{x^2} p(x, y) dy$$

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

$$= \int_0^1 (x^4 + \frac{1}{6}x^5) dx = \frac{41}{180} \approx 0.2278$$



(3)求 (X,Y)的分布函数





$$\therefore F(x,y) = 0$$

0



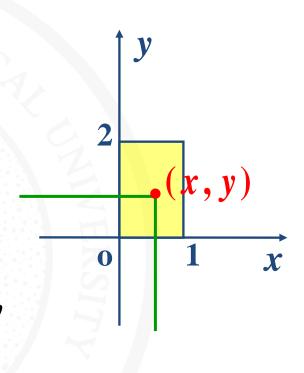


$$F(x,y) = \iint_{D} p(x,y) dxdy$$

$$= \int_{0}^{x} dx \int_{0}^{y} p(x,y) dy$$

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

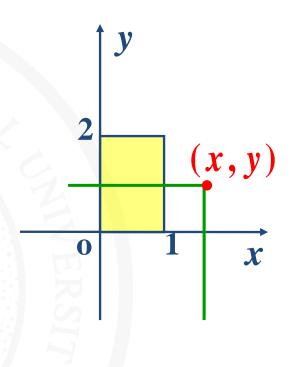
$$= \frac{1}{3}x^{3}y + \frac{1}{12}x^{2}y^{2}.$$















当x > 1, y > 2时, (x,y) $F(x,y) = \iint p(x,y) dxdy$ $= \int_0^1 \mathrm{d}x \int_0^2 p(x, y) \mathrm{d}y$ X $= \int_0^1 dx \int_0^2 (x^2 + \frac{1}{3}xy) dy$



例8 设X,Y为随机变量且 $P\{X \ge 0,Y \ge 0\} = \frac{3}{7}$,

$$P\{X \ge 0\} = P\{Y \ge 0\} = \frac{4}{7}, \Re P\{\max(X,Y) \ge 0\}$$

解 由
$$P{X \ge 0, Y \ge 0} = \frac{3}{7}, P{X \ge 0} = P{Y \ge 0} = \frac{4}{7}$$

可知
$$P\{\max(X,Y) \ge 0\} = P\{X \ge 0$$
或 $Y \ge 0\}$

$$= P\{X \ge 0\} + P\{Y \ge 0\} - P\{X \ge 0, Y \ge 0\}$$

$$= \frac{4}{7} + \frac{4}{7} - \frac{3}{7} = \frac{5}{7}$$



例6-1 设随机变量 X 与 Y 相互独立,且其分布密度分别为

$$p_X(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1, \\ 0, &$$
其它. $p_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, &$ 其它.

求随机变量 Z=2X+Y 的分布密度.

解 由于X与Y相互独立,所以(X,Y)的分布密度函数为



随机变量 Z 的分布函数为

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

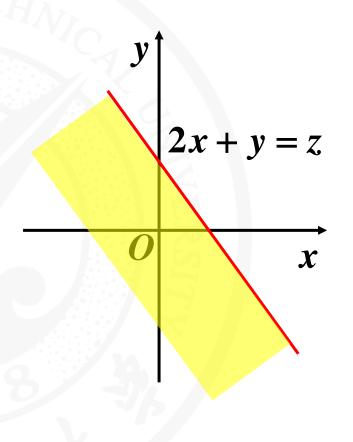
$$= P\{2X + Y \le z\}$$

$$= \iint_{2X+Y \le z} p(x,y) dx dy$$

$$= \iint_{2X+Y \le z} e^{-y} dx dy.$$

$$= 2X+Y \le z$$

$$(0 \le x \le 1, y > 0)$$





$$F_Z(z) = egin{cases} 0, & z \leq 0, \ \int_0^{rac{z}{2}} (1 - \mathrm{e}^{2x - z}) \, \mathrm{d}\, x, & 0 < z \leq 2, \ \int_0^1 (1 - \mathrm{e}^{2x - z}) \, \mathrm{d}\, x, & z > 2. \end{cases}$$
 66以陈却变量了的分布变度为

所以随机变量 Z 的分布密度为

$$p_{Z}(z) = F'_{Z}(z) = \begin{cases} 0, & z \le 0, \\ (1 - e^{-z})/2, & 0 < z \le 2, \\ (e^{2} - 1)e^{-z}/2, & z \ge 2. \end{cases}$$



例6-2 若X和Y独立,具有共同的概率密度

$$p(x) = \begin{cases} 1, & 0 \le x \le 1, \\ 0, & \sharp c. \end{cases}$$
 求 $Z = X + Y$ 的概率密度.

解 由卷积公式

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z - x) dx$$

为确定积分限,先找出使被积函数不为0的区域

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



$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(x) p_Y(z - x) dx$$

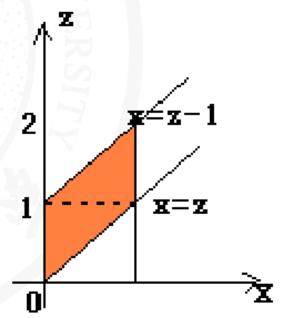
为确定积分限,先找出使被积函数不为0的区域

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

如图示:

于是

$$p_{Z}(z) = \begin{cases} \int_{0}^{z} dx = z, & 0 \le z \le 1, \\ \int_{z-1}^{1} dx = 2 - z, & 1 \le z < 2, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$





内容小结

1. 离散型随机变量函数的分布律

若二维离散型随机变量的联合分布律为

$$P{X = x_i, Y = y_j} = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots$$

则随机变量函数 Z = f(X,Y)的分布律为

$$P\{Z = z_k\} = P\{f(X,Y) = z_k\}$$

$$= \sum_{z_k = f(x_i, y_j)} p_{ij} \qquad k = 1, 2, \dots.$$



2. 连续型随机变量函数的分布

$$(1)Z = X + Y, Z = X - Y$$
的分布

$$p_{z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, z - x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z - y, y) dy$$

$$p_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, x - z) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} p(z + y, y) dy$$

$$(2)Z = \frac{X}{Y}$$
的分布

$$p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} |y| p(yz, y) dy$$



$(3)M = \max(X,Y)$ 及 $N = \min(X,Y)$ 的分布

当X,Y相互独立时,有

$$F_M(z) = F_X(z)F_Y(z)$$

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

当X,Y相互独立且同分布时,有

$$F_M(z) = F^2(z)$$

$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^2$$



推广: 一般地,设

$$M = \max\{X_1, X_2, \cdots X_n\},\$$

$$N = \min\{X_1, X_2, \cdots X_n\},\$$

则当 X_1, X_2, \cdots, X_n 相互独立且同分布时,

有
$$F_M(z) = F^n(z)$$

$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$$

其中
$$F(z) = P\{X_1 \le z\}.$$



3. 常用结论

(1)
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
, $MY = aX + b \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$.

$$(2)X_1 \sim P(\lambda_1), X_2 \sim P(\lambda_2), 且X_1X_2$$
相互独立

$$\Rightarrow X_1 + X_2 \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$$

$$(3)X,Y$$
相互独立且 $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2),Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2),$

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

(4)X,Y相互独立且 $X \sim N(0,1),Y \sim N(0,1),$

则Z = X/Y服从柯西分布

$$p_Z(z) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+z^2}$$



西北工業大學

NORTHWESTERN POLYTECHNICAL UNIVERSITY







备用题

例3-1 设相互独立的两个随机变量 X, Y 具有同一分布律,且 X 的分布律为

X	0	1
P	0.5	0.5

试求: $Z = \max(X, Y)$ 的分布律.

解 因为X与Y相互独立,

所以
$$p{X = x_i, Y = y_j} = p{X = x_i}p{Y = y_j},$$

于是

X^{Y}	0	1
0	1/22	1/2 ²
1	1/2 ²	1/2 ²



$$\begin{split} p\{\max(X,Y) = i\} & X Y \mid 0 \qquad 1 \\ &= P\{X = i, Y < i\} \qquad 0 \qquad 1/2^2 \qquad 1/2^2 \\ &+ P\{X \le i, Y = i\} \qquad 1 \qquad 1/2^2 \qquad 1/2^2 \\ \Rightarrow P\{\max(X,Y) = 0\} = P\{0,0\} = \frac{1}{2^2}, \\ P\{\max(X,Y) = 1\} = P\{1,0\} + P\{0,1\} + P\{1,1\} \\ &= \frac{1}{2^2} + \frac{1}{2^2} + \frac{1}{2^2} = \frac{3}{2^2}. \\ \\ 故Z = \max(X,Y) & Z \mid 0 \qquad 1 \\ \text{的分布律为} & P \mid \frac{1}{4} \qquad \frac{3}{4} \end{split}$$



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

$$P{X = x_i, Y = y_j} = P{X = x_i}P{Y = y_j},$$

4 8	Y	2	94
得	1	0.18	0.12
	3	0.42	0.28

西北工业太学概率统计教研室

T 7				P	(X,Y)	Z = X + Y
X	2	4	- T/8	0.18	(1,2)	3
	0.18		可侍	0.12	(1,2) (1,4)	5
3	0.42	0.28		0.42	(3,2)	5
				0.28	(3,4)	7

所以	Z = X + Y	3	5	7	
rn v	P	0.18	0.54	0.28	



例4-1 设随机变量X与Y独立,且 $P\{X=1\}=P\{Y=1\}=p>0,$ $P\{X=0\}=P\{Y=0\}=1-p>0,$ 令 $Z=\begin{cases} 1, & X+Y$ 为偶数, $QZ=\begin{cases} 1, & X+Y \end{cases}$

要使X与Z独立,则 $p = ____2$

解

P	2p(1-p)	$p^2 + (1-p)^2$
(X,Y)	(0,1),(1,0)	(0,0),(1,1)
Z,	0	1



若X与Z独立,则

$$Z = 0 \leftrightarrow \begin{cases} (X,Y) = (0,1) \\ (X,Y) = (1,0) \end{cases}$$

$$P{X = 0, Z = 0} = P{X = 0} \cdot P{Z = 0} = 2p(1-p)$$

又: 事件
$$\{X=0, Z=0\} = \{X=0, Y=1\}$$

$$P\{X = 0, Z = 0\} = P\{X = 0, Y = 1\}$$

$$= P\{X = 0\} \cdot P\{Y = 1\}$$

$$= (1 - p) \cdot p$$

从而
$$(1-p)\cdot p = (1-p)\cdot 2p(1-p)$$

$$\therefore 1-p>0 \therefore 2(1-p)=1 \quad \therefore p=\frac{1}{2}$$



例8-1 设系统L由两个相互独立的子系统L₁,L₂ 联接而成,连接的方式分别为(i)串联,(ii)并联,(iii)备用(当系统L₁损坏时,系统L₂开始工作),如图所示

设 L_1, L_2 的寿命分别为 X, Y,已知它们的概率密度分别为



$$p_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases} p_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta x}, & y > 0, \\ 0, & y \le 0. \end{cases}$$

其中 $\alpha > 0$, $\beta > 0$ 且 $\alpha \neq \beta$. 试分别就以上三种联接方式写出L的寿命Z的概率密度.

解 (i)串联情况

由于当 L_1, L_2 中有一个损坏时,系统L就停止工作, 所以这时L的寿命为 $Z = \min(X,Y)$.



$$F_{\min}(z) = 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)]$$

$$=\begin{cases}1-e^{-(\alpha+\beta)z}, & z>0,\\ 0, & z\leq0.\end{cases}$$

$$\Rightarrow f_{\min}(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$



(ii)并联情况

由于当且仅当 L_1, L_2 都损坏时,系统L才停止工作,

所以这时 L 的寿命为 $Z = \max(X,Y)$.

 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数为

$$F_{\max}(z) = F_X(z) \cdot F_Y(z) = \begin{cases} (1 - e^{-\alpha z})(1 - e^{-\beta z}), & z > 0, \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$

$$p_{\max}(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta) e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$



(iii)备用的情况

由于这时当系统 L_1 损坏时,系统 L_2 才开始工作, 因此整个系统 L 的寿命 Z 是 L_1 , L_2 两者之和,即

$$Z = X + Y$$

当z > 0时, Z = X + Y的概率密度为

$$p(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(z - y) p_Y(y) dy = \int_0^z \alpha e^{-\alpha(z - y)} \beta e^{-\beta y} dy$$
$$= \alpha \beta e^{-\alpha z} \int_0^z e^{-(\beta - \alpha)y} dy$$

西北工业大学概率统计教研室

$$=\frac{\alpha\beta}{\beta-\alpha}[e^{-\alpha z}-e^{-\beta z}]$$

当
$$z < 0$$
时, $f(z) = 0$,

于是 Z = X + Y 的概率密度为

$$p(z) = \begin{cases} \frac{\alpha\beta}{\beta - \alpha} [e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}], & z > 0, \\ 0, & z \le 0. \end{cases}$$