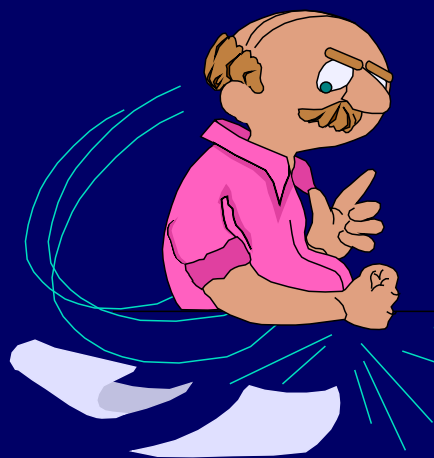


# 第五节 两个随机变量的函数的分布

- $Z = X + Y$  的分布
- $M = \max(X, Y)$  及  $N = \min(X, Y)$  的分布
- 课堂练习
- 小结 布置作业



在第二章中，我们讨论了一维  
随机变量函数的分布，现在我们进一步讨论：

当随机变量  $X, Y$  的联合分布已知时，如何  
求出它们的函数

$$Z = g(X, Y)$$

的分布？

# 一、 $Z = X + Y$ 的分布

例1 若  $X$ 、 $Y$  独立,  $P(X=k)=a_k, k=0, 1, 2, \dots$ ,  
 $P(Y=k)=b_k, k=0, 1, 2, \dots$ , 求  $Z=X+Y$  的概率函数.

解  $P(Z = r) = P(X + Y = r)$

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

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

由独立性

$$= a_0 b_r + a_1 b_{r-1} + \dots + a_r b_0 \quad r=0, 1, 2, \dots$$



例2 若  $X$  和  $Y$  相互独立, 它们分别服从参数为  $\lambda_1, \lambda_2$  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

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

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

于是

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



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

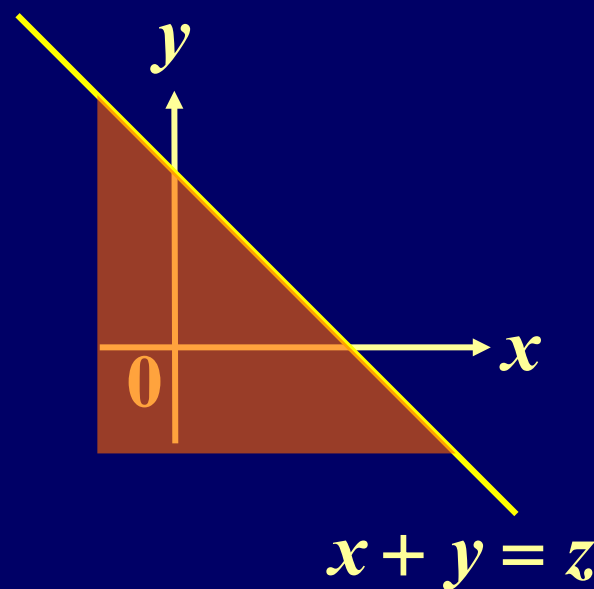
即 $Z$ 服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松分布.



例3 设 $X$ 和 $Y$ 的联合密度为 $f(x,y)$ , 求  $Z=X+Y$  的概率密度.

解  $Z=X+Y$ 的分布函数是:

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) \\ &= P(X+Y \leq z) \\ &= \iint_D f(x,y) dx dy \end{aligned}$$



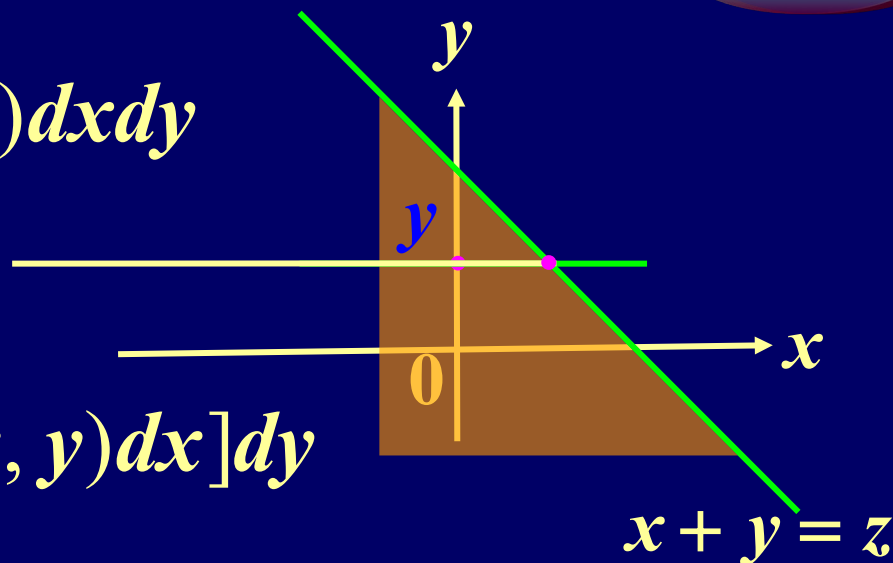
这里积分区域  $D=\{(x,y): x+y \leq z\}$

它是直线  $x+y=z$  及其左下方的半平面.

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

化成累次积分,得

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right] dy$$



固定 $z$ 和 $y$ ,对方括号内的积分作变量代换,令  $x=u-y$ ,

得

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

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

变量代换

交换积分次序



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

由概率密度与分布函数的关系, 即得 $Z=X+Y$ 的概率密度为:

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

由 $X$ 和 $Y$ 的对称性,  $f_Z(z)$ 又可写成

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

以上两式即是两个随机变量和的概率密度的一般公式.





特别地，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：

$$\begin{cases} f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(z-y)f_Y(y)dy \\ f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)f_Y(z-x)dx \end{cases}$$

卷积公式

下面我们用卷积公式来求  $Z=X+Y$  的概率密度.



例4 若  $X$  和  $Y$  独立, 具有共同的概率密度

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

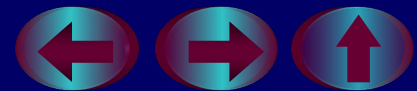
求  $Z=X+Y$  的概率密度.

解 由卷积公式

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

为确定积分限, 先找出使被积函数不为 0 的区域

$$\begin{cases} 0 \leq x \leq 1 \\ 0 \leq z-x \leq 1 \end{cases} \quad \text{也即} \quad \begin{cases} 0 \leq x \leq 1 \\ z-1 \leq x \leq z \end{cases}$$



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

故 当  $z < 0$  或  $z \geq 2$  时,  $f_Z(z) = 0$ .

当  $0 \leq z < 1$  时,

$$f_Z(z) = \int_0^z dx = z$$

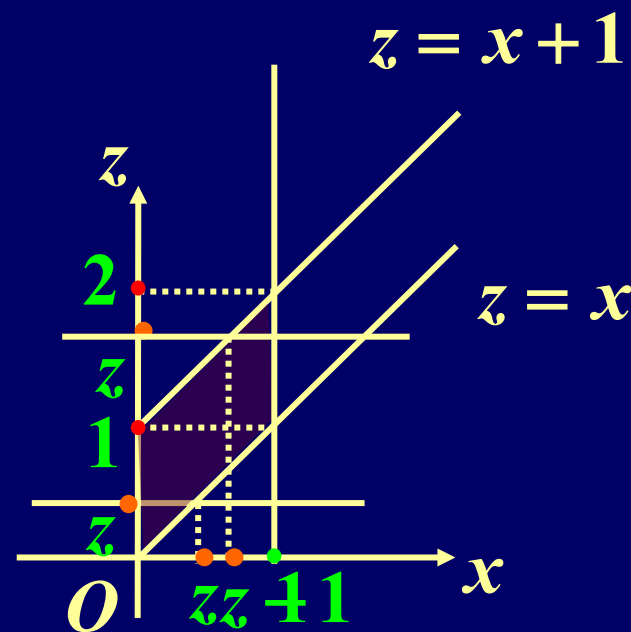
当  $1 \leq z < 2$  时,

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

于是

$$f_Z(z) = \begin{cases} z, & 0 \leq z < 1, \\ 2 - z, & 1 \leq z < 2, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$

暂时固定



例5 若 $X$ 和 $Y$ 是两个相互独立的随机变量, 具有相同的分布  $N(0,1)$ , 求  $Z=X+Y$  的概率密度.

解 由卷积公式

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

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

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

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



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

令  $t = x - \frac{z}{2}$ , 得

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-t^2} dt = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \cdot \sqrt{\pi} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sqrt{2}} e^{-\frac{z^2}{2 \cdot (\sqrt{2})^2}} \end{aligned}$$

可见  $Z=X+Y$  服从正态分布  $N(0,2)$ .





若 $X$ 和 $Y$ 独立, 具有相同的分布  $N(0,1)$ , 则 $Z=X+Y$ 服从正态分布  $N(0,2)$ .

若 $X$ 和 $Y$ 独立,  $X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ , 结论又如何呢?

用类似的方法可以证明:

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

此结论可以推广到 $n$ 个独立随机变量之和的情形, 请自行写出结论.



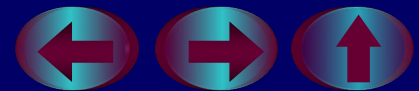
更一般地, 可以证明:

有限个独立正态变量的线性组合仍然服从正态分布.





休息片刻再继续





## 二、 $M=\max(X,Y)$ 及 $N=\min(X,Y)$ 的分布

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  $F_Y(y)$ , 我们来求  $M = \max(X, Y)$  及  $N = \min(X, Y)$  的分布函数.

### 1. $M = \max(X, Y)$ 的分布函数

$$F_M(z) = P(M \leq z) = P(X \leq z, Y \leq z)$$

$$M \leq z \Leftrightarrow \begin{cases} X \leq z \\ Y \leq z \end{cases}$$

由于  $X$  和  $Y$  相互独立, 于是得到  $M = \max(X, Y)$  的分布函数为:

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

即有

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



## 2. $N = \min(X, Y)$ 的分布函数

$$F_N(z) = P(N \leq z) = 1 - P(N > z)$$

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

$$N > z \Leftrightarrow \begin{cases} X > z \\ Y > z \end{cases}$$

由于  $X$  和  $Y$  相互独立, 于是得到  $N = \min(X, Y)$  的分布函数为:

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

即有

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



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

$$F_{X_i}(z) \quad (i = 1, \dots, n)$$

我们来求  $M = \max(X_1, \dots, X_n)$  和  $N = \min(X_1, \dots, X_n)$  的分布函数.

用与二维时完全类似的方法, 可得  $M = \max(X_1, \dots, X_n)$  的分布函数为:

$$F_M(z) = F_{X_1}(z) F_{X_2}(z) \cdots F_{X_n}(z)$$

$N = \min(X_1, \dots, X_n)$  的分布函数是

$$F_N(z) = 1 - [1 - F_{X_1}(z)][1 - F_{X_2}(z)] \cdots [1 - F_{X_n}(z)]$$



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

$$F_M(z) = [F(z)]^n$$

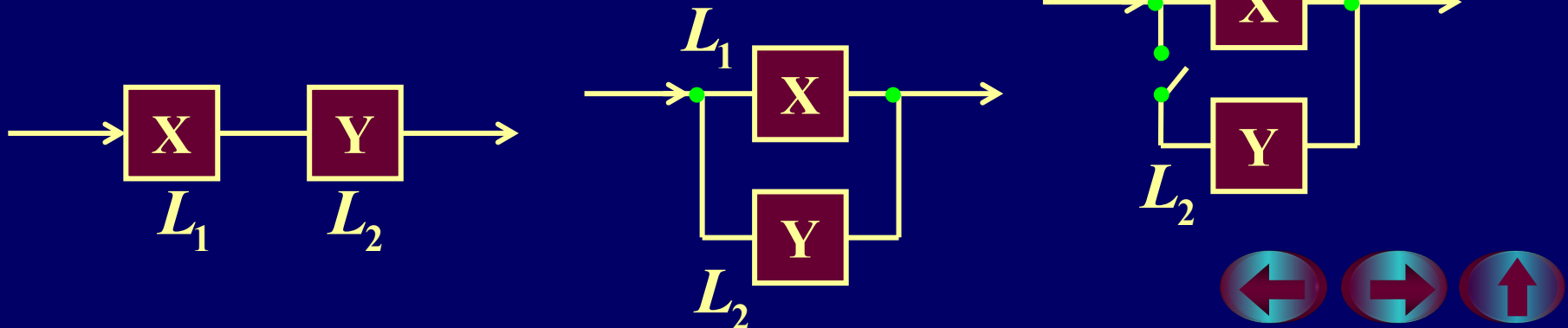
$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$$



**例6** 设系统  $L$  由两个相互独立的子系统  $L_1, L_2$  连接而成, 连接的方式分别为 (i) 串联, (ii) 并联, (iii) 备用 (当系统  $L_1$  损坏时, 系统  $L_2$  开始工作), 如下图所示. 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

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \beta e^{-\beta y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0, \end{cases}$$

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



## 解 (i) 串联的情况

由于当系统  $L_1, L_2$  中有一个损坏时, 系统  $L$  就停止工作, 所以此时  $L$  的寿命为

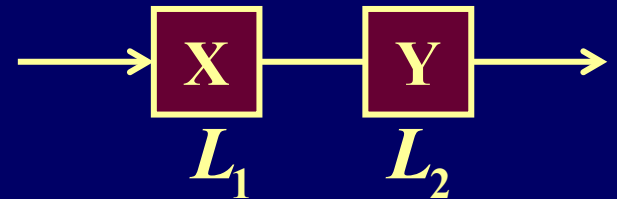
$$Z = \min(X, Y)$$

因为  $X$  的概率密度为

$$f_X(x) = \begin{cases} ae^{-ax}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

所以  $X$  的分布函数为

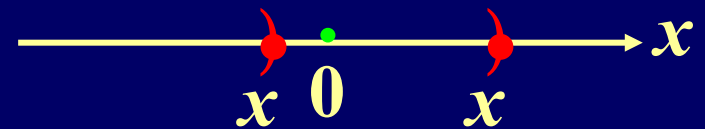
$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$



$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

当  $x \leq 0$  时,  $F_X(x) = \int_{-\infty}^x 0 dt = 0$

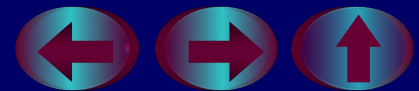
当  $x > 0$  时,  $F_X(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x e^{-at} dt = 1 - e^{-ax}$



故 
$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-ax}, & x > 0, \\ 0, & x \leq 0, \end{cases}$$

类似地, 可求得 Y 的分布函数为

$$F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-\beta y}, & y > 0, \\ 0, & y \leq 0, \end{cases}$$



于是  $Z = \min(X, Y)$  的分布函数为

$$\begin{aligned} F_{\min}(z) &= 1 - [1 - F_X(z)][1 - F_Y(z)] \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0, \end{cases} \end{aligned}$$

$Z = \min(X, Y)$  的概率密度为

$$f_{\min}(z) = F'_{\min}(z) = \begin{cases} (\alpha + \beta)e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0, \end{cases}$$





## (ii) 并联的情况

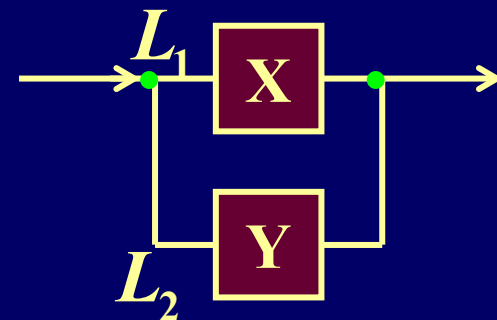
由于当且仅当系统  $L_1, L_2$  都损坏时, 系统  $L$  才停止工作, 所以此时  $L$  的寿命为

$$Z = \max(X, Y)$$

故  $Z = \max(X, Y)$  的分布函数为

$$F_{\max}(z) = F_X(x) F_Y(y)$$

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



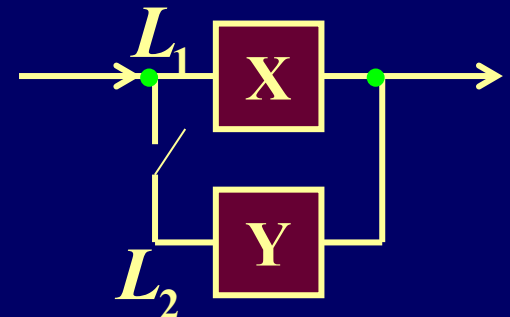
于是  $Z = \max(X, Y)$  的概率密度为

$$f_{\max}(z) = F'_{\max}(z) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha z} + \beta e^{-\beta z} - (\alpha + \beta) e^{-(\alpha + \beta)z}, & z > 0, \\ 0, & z \leq 0, \end{cases}$$

(iii) 备用的情况

由于当系统  $L_1$  损坏时, 系统  $L_2$  才开始工作,  
因此整个系统  $L$  的寿命为

$$Z = X + Y$$



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

当且仅当

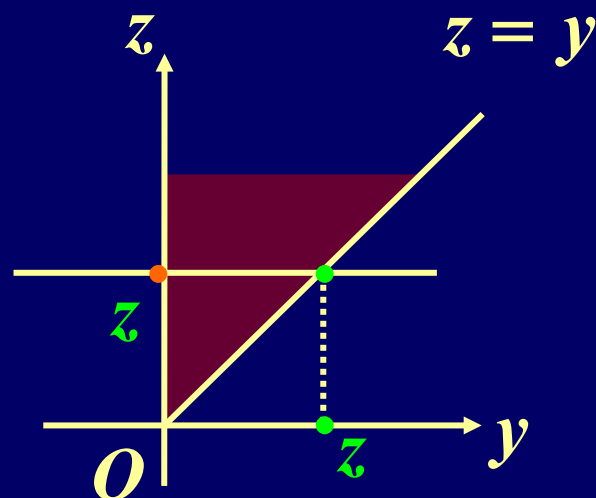
$$\begin{cases} y > 0, \\ z-y > 0, \end{cases} \quad \text{即 } 0 < y < z \text{ 时,}$$

上述积分的被积函数不等于零.

故 当  $z \leq 0$  时,  $f_Z(z) = 0$ .

当  $z > 0$  时,

$$f_Z(z) = \int_0^z \alpha e^{-\alpha(z-y)} \beta e^{-\beta y} dy$$



$$\begin{aligned}
 f_Z(z) &= \int_0^z \alpha e^{-\alpha(z-y)} \beta e^{-\beta y} dy \\
 &= \alpha \beta e^{-\alpha z} \int_0^z e^{-(\beta-\alpha)y} dy \\
 &= \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}).
 \end{aligned}$$

于是  $Z = X + Y$  的概率密度为

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{\alpha \beta}{\beta - \alpha} (e^{-\alpha z} - e^{-\beta z}), & z > 0, \\ 0, & z \leq 0. \end{cases}$$



需要指出的是, 当 $X_1, \dots, X_n$ 相互独立且具有相同分布函数 $F(x)$ 时, 常称

$$M = \max(X_1, \dots, X_n), \quad N = \min(X_1, \dots, X_n)$$

为极值.

由于一些灾害性的自然现象, 如地震、洪水等等都是极值, 研究极值分布具有重要的意义和实用价值.



### 三、课堂练习

设  $X$ 、 $Y$  是相互独立的随机变量, 它们都服从正态分布  $N(0, \sigma^2)$ . 试验证随机变量  $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$  具有概率密度

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, & z \geq 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



## 四、小结

在这一节中,我们讨论了两个随机变量的函数的分布的求法.



## 五、布置作业

《概率统计》标准化作业 (三)

