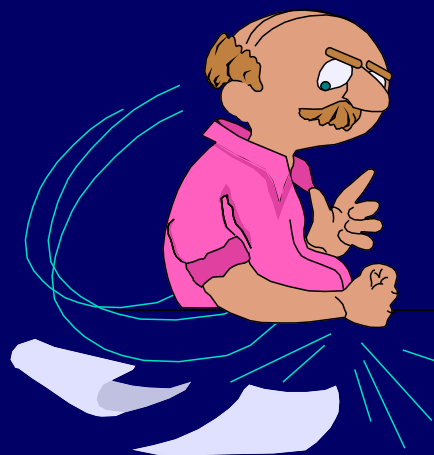


第五节 两个随机变量的函数的分布

- $Z = X + Y$ 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.

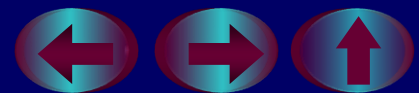
解 $P(Z=r) = P(X+Y=r)$

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

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

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 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.

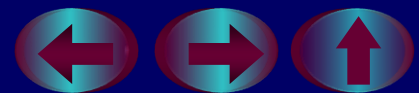
解 依题意

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

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

于是

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



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

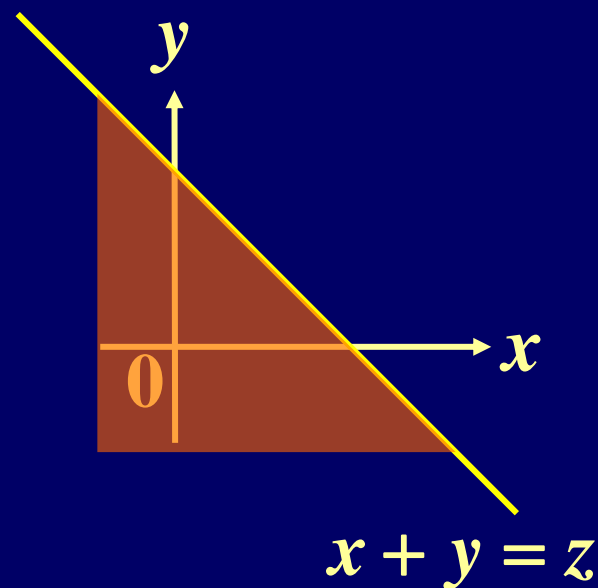
即Z服从参数为 $\lambda_1 + \lambda_2$ 的泊松分布.



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:

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



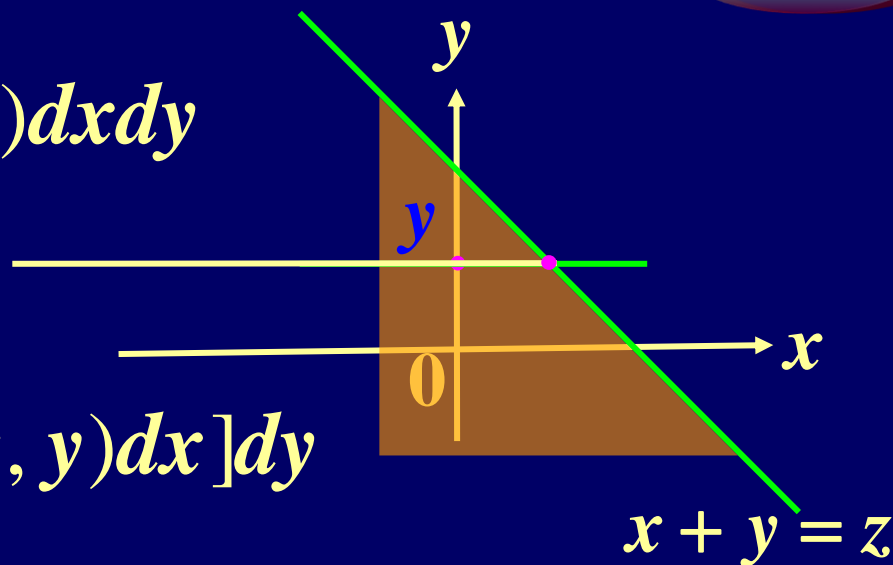
这里积分区域 $D=\{(x,y): x+y \leq z\}$

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 $x=u-y$,

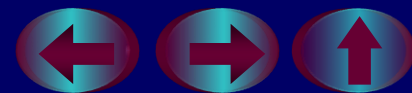
得

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

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

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

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

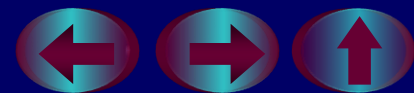
求 $Z=X+Y$ 的概率密度.

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,

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

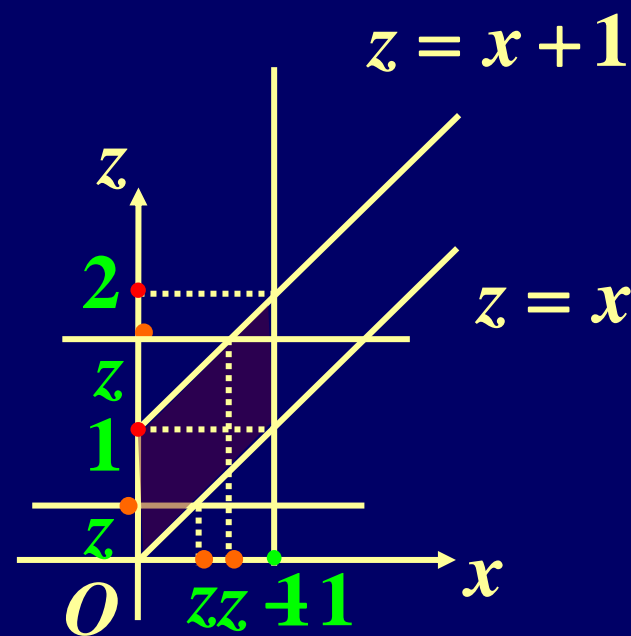
当 $1 \leq z < 2$ 时,

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

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.

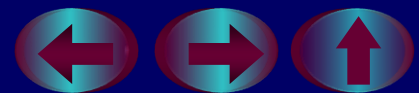
解 由卷积公式

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

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

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

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

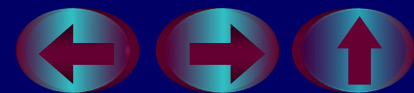


$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{z^2}{4}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x-\frac{z}{2})^2} dx$$

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 $N(0,2)$.





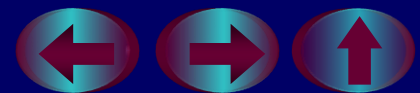
若 X 和 Y 独立, 具有相同的分布 $N(0,1)$, 则 $Z=X+Y$ 服从正态分布 $N(0,2)$.

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:

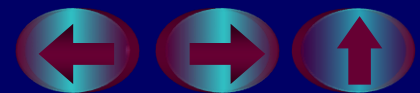
$$Z = X + Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

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.



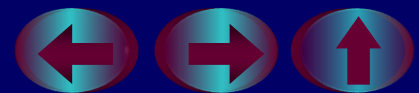
更一般地, 可以证明:

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

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

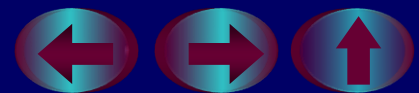
$$M \leq z \Leftrightarrow \begin{cases} X \leq z \\ Y \leq z \end{cases}$$

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

$$\begin{aligned} F_N(z) &= P(N \leq z) = 1 - P(N > z) \\ &= 1 - P(X > z, Y > z) \end{aligned}$$

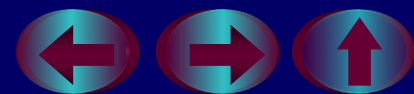
$$N > z \Leftrightarrow \begin{cases} X > z \\ Y > z \end{cases}$$

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

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

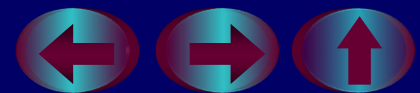
我们来求 $M = \max(X_1, \dots, X_n)$ 和 $N = \min(X_1, \dots, X_n)$ 的分布函数.

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

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

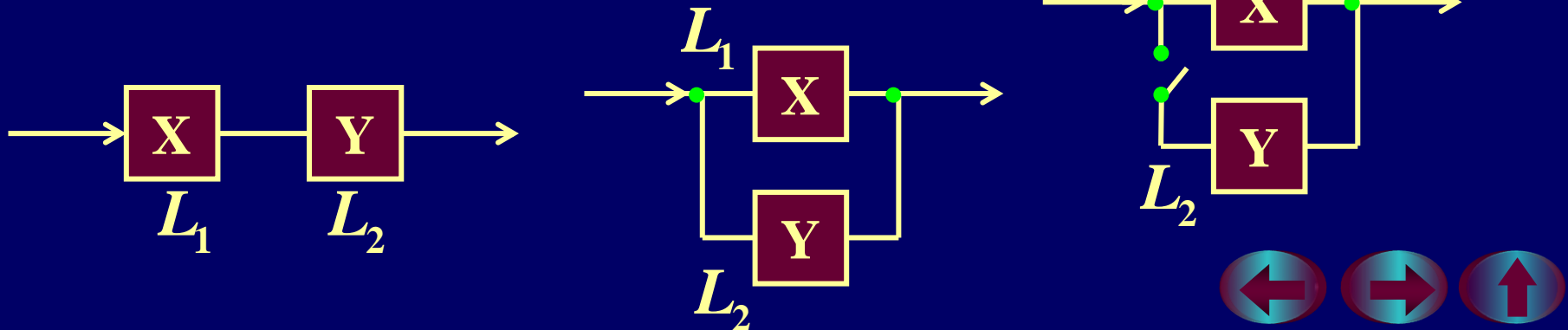
$$F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n$$



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

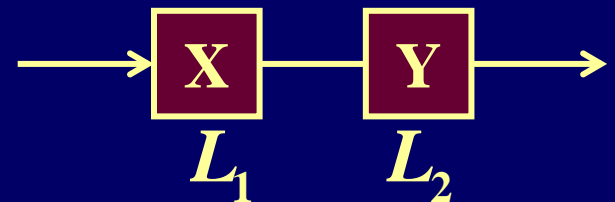
$$Z = \min(X, Y)$$

因为 X 的概率密度为

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

所以 X 的分布函数为

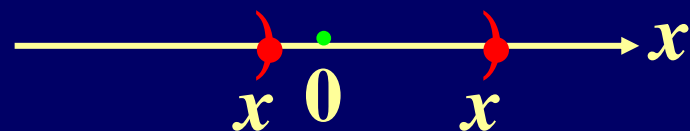
$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$



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

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

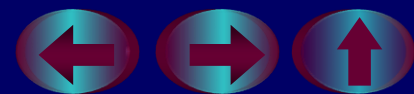
当 $x > 0$ 时, $F_X(x) = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x e^{-\alpha t} dt = 1 - e^{-\alpha x}$



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

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

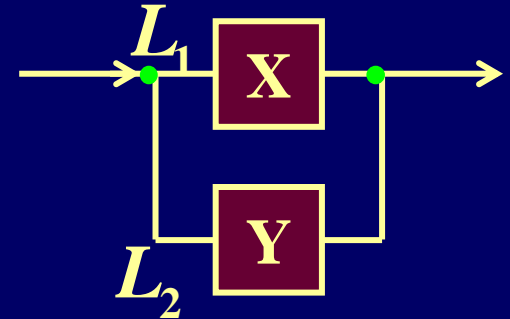
由于当且仅当系统 L_1, L_2 都损坏时, 系统 L 才停止工作, 所以此时 L 的寿命为

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

故 $Z = \max(X, Y)$ 的分布函数为

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

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



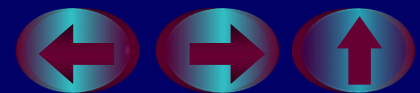
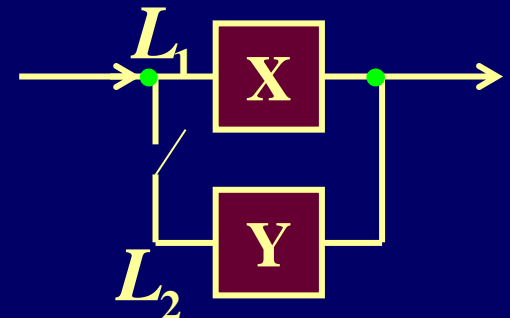
于是 $Z = \max(X, Y)$ 的概率密度为

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

(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

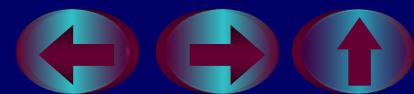
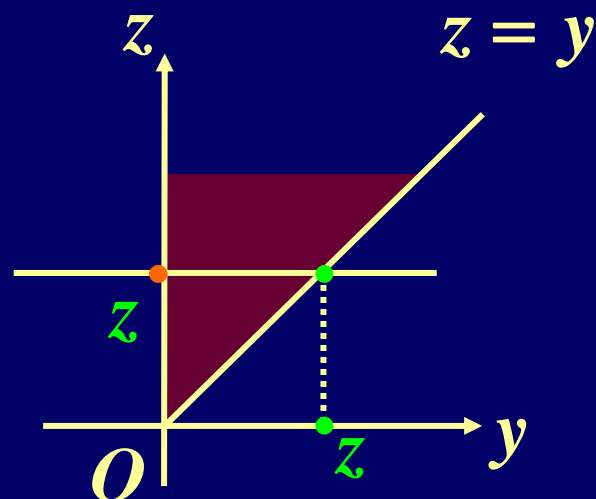
$$\begin{cases} y > 0, \\ z-y > 0, \end{cases} \quad \text{即 } 0 < y < z \text{ 时,}$$

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。

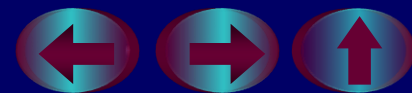
由于一些灾害性的自然现象，如地震、洪水等等都是极值，研究极值分布具有重要的意义和实用价值。



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)

