86 联合分布随机变量函数

第三章 联合分布

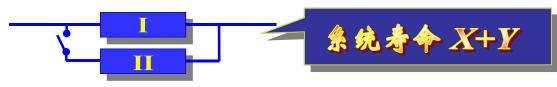
- §1 引言:联合累积分布函数
- §2 (二维) 高散随机变量
- §3 (二维) 连续随机变量
- § 4 独立随机变量
- §5 条件分布
- §6 联合分布随机变量函数
- §7 极直和顺序统计量

86 联合分布随机变量函数

实际背景

设有两个部件 I、II, 其工作寿命分别为 X, Y

冷沉余系统: 部件 I 坏了, 换上备用部件 II 继续工作



部件」、II 并联同时工作, 仅当两个部件都 热元条条统: 损坏时,整个系统才失效



事際象貌。部件I、II 串联同时工作, 只要有一个部件 损坏,整个系统就失效



₹統寿命 min{X,Y}



怎样确定上述各系统的寿命?



$$A(X,Y) \sim f(x,y)$$
, 怎样求 $X+Y$, $\max\{X,Y\}$, $\min\{X,Y\}$ 的分布?

一般地 设 z = g(x, y)是一个二元函数, 怎样求 r.v Z = g(X, Y)的分布?

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

$$= P\{g(X,Y) \le z\}$$

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

$$= \cdots = \int_{-\infty}^{z} f_{Z}(u) du$$

 $\therefore Z \sim f_Z(z)$

设 $(X,Y) \sim f(x,y)$,则Z = X + Y的分布函数为

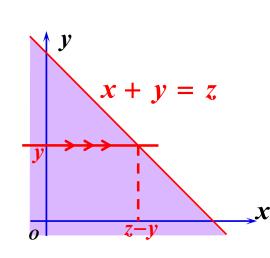
$$F_{Z}(z) = P\{Z \leq z\} = P\{X + Y \leq z\}$$
$$= \iint f(x,y)dxdy$$

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

$$\stackrel{x=u-y}{=\!\!\!=\!\!\!=} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{z} f(u-y,y) du dy$$

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

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



设 $(X,Y) \sim f(x,y)$,则Z = X + Y的分布函数为

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

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

若 X,Y 相互独立,则 Z=X+Y 的密度函数为

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(z - y) f_{Y}(y) dy$$

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(x) f_{Y}(z - x) dx$$

称为卷积(convolution)公式, 记为

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

86 联合分布随机变量函数

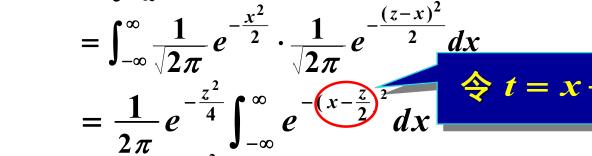
炒 设 r.v X, Y 相互独立, 且 $X \sim N(0,1), Y \sim N(0,1),$

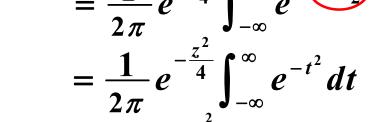
求
$$Z = X + Y$$
 的分布密度.

解 由独立性及卷积公式有

解 由独立性及卷积公式有
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(x) dx$$

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(x) f_{Y}(z - x) dx$$
$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{z^{2}} e^{-\frac{x^{2}}{2}} \cdot \frac{1}{z^{2}} e^{-\frac{(z - x)^{2}}{2}} dx$$





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

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

$$X + Y \sim N(0, 2)$$
. 什么结论?

独立正态r. v和的一般结果

⋄ 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

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

$$X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$$
 $(i = 1, 2, \dots, n)$

则对于不全为零的常数 a_1, a_2, \dots, a_n 有

$$a_1X_1 + a_2X_2 + \cdots + a_nX_n \sim N(\sum_{i=1}^n a_i\mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2\sigma_i^2)$$

独立正态r. v的非零线性 组合仍服从正态分布

§ 6 联合分布随机变量函数

 \mathfrak{P} 某电气设备中的两个部件存在接触电阻 $R_1, R_2,$ 两个部件的工作状态是相互独立的, 概率密度均为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10 - x}{50}, 0 \le x \le 10, \\ 0, &$$
\(\)

求 R_1 , R_2 串联后的总电阻 $R = R_1 + R_2$ 的概率密度.

自卷积公式有 $f_R(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) f(z-x) dx$

被积函数的非零区域是

$$\begin{cases} 0 < x < 10 \\ 0 < z - x < 10 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} 0 < x < 10 \\ z - 10 < x < z \end{cases}$$

$$\therefore f_{R}(z) = \begin{cases} \int_{0}^{z} f(x) f(z - x) dx, & 0 \le z < 10 \\ \int_{z-10}^{10} f(x) f(z - x) dx, & 10 \le z \le 20 \\ 0, & \bigstar$$

§ 6 联合分布随机变量函数

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10 - x}{50}, 0 \le x \le 10, \\ 0, & \sharp \dot{\mathbf{E}} \end{cases}$$

求 R_1 , R_2 串联后的总电阻 $R = R_1 + R_2$ 的概率密度. 解 由卷积公式有 $f_R(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) f(z-x) dx$

1沙 设 X, Y 相互独立且都服从参数为 λ 的指数分布, 求 $\mathbf{r.v} Z = X + Y$ 的概率密度.

解 由卷积公式有, Z的密度函数为

$$egin{aligned} f_Z\left(z
ight) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_X\left(x
ight) f_Y\left(z-x
ight) dx \ &= egin{cases} \int_0^z \lambda e^{-\lambda x} \cdot \lambda e^{-\lambda(z-x)} \mathrm{d}x, \ z > 0 \ 0, & z \leq 0 \end{cases} \ &= egin{cases} \lambda^2 z e^{-\lambda z}, z > 0 \ 0, & z \leq 0 \end{cases} \sim \Gamma(2,\lambda) \end{aligned}$$

设 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且都服从参数为 λ 的指数分布,求 $X_1 + X_2 + \dots + X_n$ 的分布密度.

提示: $记 X_1 + X_2 + \cdots + X_n \sim f_n(z)$, 则 $f_2(z) = \lambda z f_1(z)$

设法导出递推公式,然后用归纳法证明.

(再讨论离散型)

设 X, Y相互独立, 其频率函数分别为

$$P\{X = i\} = p_i \quad (i = 1, 2, \cdots)$$
 $P\{Y = j\} = q_j \quad (j = 1, 2, \cdots)$

令
$$Z = X + Y$$
,则

$$P\{Z = k\} = \sum_{i=1}^{k-1} P\{X = i\} \cdot P\{Y = k - i\}$$

$$= \sum_{i=1}^{k-1} P\{X = k - i\} \cdot P\{Y = i\}$$
 $(k = 1, 2, ...)$

比较一下连续型卷积公式

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(z - y) f_{Y}(y) dy$$

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X}(x) f_{Y}(z - x) dx$$

由离散卷积公式有

 $\therefore Z \sim P(\lambda_1 + \lambda_2).$

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

 $P\{Z=k\} = \sum_{i=0}^{n} P\{X=k-i\} \cdot P\{Y=i\}$

 $= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \sum_{i=0}^{k} \frac{1}{i!(k-i)!} \lambda_1^{k-i} \cdot \lambda_2^{i}$

 $=e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}\frac{1}{k!}\sum_{i=0}^{k}\frac{k!}{i!(k-i)!}\lambda_1^{k-i}\cdot\lambda_2^{i}$

 $=e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}\frac{(\lambda_1+\lambda_2)^k}{k!} \qquad (k=0,1,2,\cdots)$

30 联合分布随机受重函数立,且
$$X\sim P(\lambda_1),Y\sim P(\lambda_2),$$
求 $Z=X+Y$

直接法

(二)
$$Z = \frac{X}{Y}$$
 的分布

渺 设 X, Y独立同分布,其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

 $\vec{x}Z = X/Y$ 的概率密度.

解 当 $z \ge 0$ 时, Z 的分布函数为

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

$$= \iint_{\{x/y \le z\}} e^{-(x+y)} dx dy$$

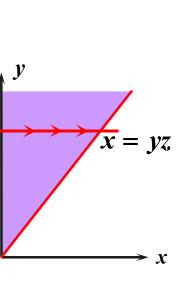
$$\begin{cases} x/y \le z \\ x>0, y>0 \end{cases}$$

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

$$= \int_{0}^{\infty} e^{-y} (1 - e^{-yz}) dy = 1 - \frac{1}{1+z}$$

$$= \int_0^z e^{-z} (1-e^{-zz}) dy^2$$

$$\therefore \quad f_Z(z) = \begin{cases} (1+z)^{-2}, z > 0 \\ 0, z \le 0 \end{cases}$$

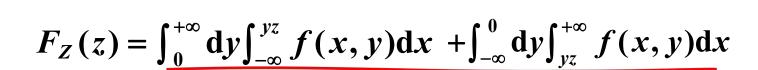


 D_2 当V < 0,沿这条直线积分

(二)
$$Z = \frac{X}{Y}$$
 的分称

设
$$(X,Y) \sim f(x,y)$$
,则 $Z = X/Y$ 的分布函数为 $E(x) = P(Y/Y < z) = \iint_{\mathbb{R}^n} f(x,y) dxdy$

及
$$(X,Y)$$
 不 $Y(x,y)$,则 $Z=X$ Y 的知识数分 $F_Z(z)=P\{X/Y\leq z\}=\iint_{\frac{x}{y}\leq z}f(x,y)\mathrm{d}x\mathrm{d}y$ 当 $y>0$,沿这条直线积分



于积分区域不是统



【二重积分的变量替换(雅可比式)】

若连续可微分的函数

$$\begin{cases} x = x(u, v) \\ y = y(u, v) \end{cases}$$

把平面 Oxy 上的有界闭区域 Ω 单值映射到平面 O'uv 上的

闭区域 Ω' ,其雅可比式为

$$J = \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial v} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial v} \end{vmatrix} \neq 0$$

则 $\iint_{\Omega} f(x,y)dxdy = \iint_{\Omega'} f[x(u,v),y(u,v)] |J| dudv$

(二)
$$Z = \frac{X}{Y}$$
 的分布

か
$$\frac{x}{y} = z$$

$$D_1$$

$$y$$
固定 y

$$D_2$$

令
$$\begin{cases} x / y = u \\ y = y \end{cases}$$
,则变换的Jacobi式为 $\frac{\partial(x,y)}{\partial(u,y)} = \begin{vmatrix} yu \\ 01 \end{vmatrix} = y$

$$\therefore F_Z(z) = \int_{-\infty}^{z} (\int_{-\infty}^{+\infty} f(uy, y) | y | dy) du$$

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

特别当X,Y独立时,则有

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

 $\bar{x}_{r,v} Z = Y / X$ 的概率密度.

$$\mathbf{A}$$
 \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C} \mathbf{C}

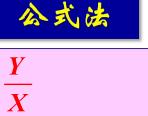
$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|x|}{2\pi} e^{-x^2/2} e^{-x^2z^2/2} dx$$

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

$$= \frac{1}{\pi} \int_{0}^{\infty} x e^{-x^{2}((z^{2}+1)/2)} dx$$

$$= \frac{1}{\pi} \int_{0}^{\infty} x e^{-x^{2}((z^{2}+1)/2)} dx$$

$$f_{Z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, xz) |x| dx$$
要量替换 $u = x^{2}$, 得到



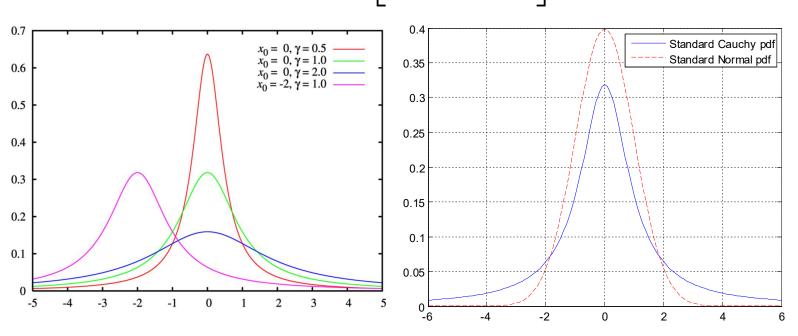
作变量替换
$$u = x^2$$
, 得到
$$f_Z(z) = \frac{1}{2\pi} \int_0^\infty e^{-u((z^2+1)/2)} du$$

利用
$$\int_0^\infty \lambda e^{-\lambda x} dx = 1, \lambda = (z^2 + 1)/2,$$
得到

$$\therefore f_Z(z) = \frac{1}{\pi(z^2 + 1)}, \quad -\infty < z < \infty. \quad (标准柯西Cauchy分布)$$

Cauchy分布

密度函数
$$f(x; x_0, \gamma) = \frac{1}{\pi \gamma \left[1 + \left(\frac{x - x_0}{\gamma}\right)^2\right]}, -\infty < x < \infty.$$



(二)
$$Z = \frac{X}{Y}$$
 的分布

19 设 X, Y独立同分布, 其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0, \end{cases}$$

公式法

求Z = X/Y的概率密度.

解

当
$$X,Y$$
独立时,有

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

$$f_{Z}(z) = \begin{cases} (1+z)^{-2}, z > 0 \\ 0, z \leq 0 \end{cases}$$

(三) 两个随机变量变换的分布

 \mathfrak{P} 设 ξ , η 为独立同分布均服从指数分布的 r.v. 其密度为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

试求 $U = \xi + \eta$, $V = \xi / \eta$ 的联合密度,并证明U, V相互独立.

$$F_{UV}(u,v) = P\{\xi + \eta \le u, \xi \mid \eta \le v\}$$

$$= \iint_{\substack{x+y \le u \\ x/y \le v}} f(x) f(y) dx dy$$

$$\Leftrightarrow x + y = \tilde{u}, x / y = \tilde{v}, \text{ II } x = \frac{\tilde{u}\tilde{v}}{1 + \tilde{v}}, y = \frac{\tilde{u}}{1 + \tilde{v}}, y$$

变换的Jacobi式为

$$J = \frac{\partial(x,y)}{\partial(\tilde{u},\tilde{v})} = -\frac{\tilde{u}}{(1+\tilde{v})^2} \qquad (\tilde{u} \ge 0, \tilde{v} \ne -1)$$

(三) 两个随机变量变换的分布

 \mathfrak{P} 设 ξ , η 为独立同分布均服从指数分布的 r.v. 其密度为

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

试求 $U = \xi + \eta$, $V = \xi / \eta$ 的联合密度,并证明U, V相互独立.

$$F_{UV}(u,v) = \iint_{D: \begin{cases} x+y \le u \\ x/y \le v, x \ge 0, y \ge 0 \end{cases}} e^{-(x+y)} dxdy$$
$$= \int_0^v \int_0^u e^{-\tilde{u}} |J| d\tilde{u} d\tilde{v}$$

$$\therefore f_{UV}(u,v) = \frac{ue^{-u}}{(1+v)^2} \quad (u \ge 0, v \ge 0)$$

 $: f_{UV}(u,v)$ 可表为g(u)h(v) : U,V相互独立.

炒 假设 X_1 和 X_2 相互独立同服从标准正态分布N(0,1),

且
$$Y_1=X_1$$
, $Y_2=X_1+X_2$,

可以证明
$$(Y_1,Y_2) \sim N(0,0,1,2,\sqrt{\frac{1}{2}}).$$

推广: 两个独立标准正态r.v.的线性变换服从 二元正态分布.

更一般地: 两个r.v.的联合分布是二元正态,则它们的非奇异线性变换还是二元正态分布.

 $\begin{cases} x = \rho \cos \varphi \\ y = \rho \sin \varphi \end{cases}$

 $(0 \le \rho \le z, 0 \le \varphi \le 2\pi)$

雅可比式: $J = \rho$

 $(z \ge 0)$

(四)随机变量的某包函数

沙 设X,Y相互独立同服从正态分布 $N(0,\sigma^2)$

求
$$\mathbf{r.v} \ Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$$
 的概率密度.

$$m ext{ } ext{ }$$

$$F_{Z}(z) = P\{\sqrt{X^{2} + Y^{2}} \le z\} = \iint_{X^{2} + y^{2}} f_{X}(x) f_{Y}(y) dx dy$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^{2}} \iint_{\sqrt{x^{2}+y^{2}} \le z} e^{\frac{x^{2}+y^{2}}{2\sigma^{2}}} dxdy$$

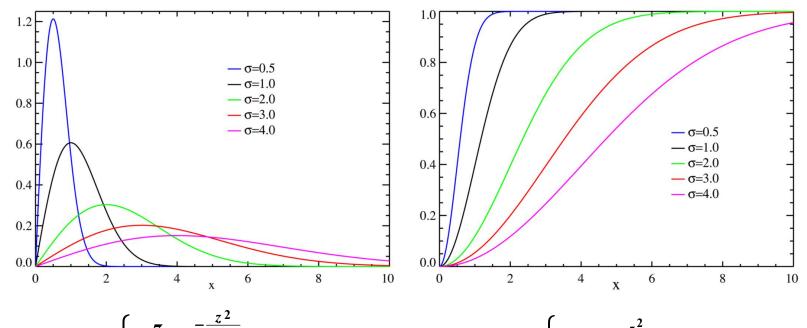
$$= \frac{1}{2\pi\sigma^{2}} \int_{0}^{z} d\rho \int_{0}^{2\pi} \rho e^{-\frac{\rho^{2}}{2\sigma^{2}}} d\varphi$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma^2} \int_0^z d\rho \int_0^{2\pi} \rho e^{-\frac{\rho^2}{2\sigma^2}} d\phi$$
$$= \int_0^z e^{-\frac{\rho^2}{2\sigma^2}} d\frac{\rho^2}{2\sigma^2} = 1 - e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}$$

$$= \int_0^z e^{-\frac{z}{2\sigma^2}} d\frac{\rho^2}{2\sigma^2} = 1 - e^{-\frac{z}{2\sigma^2}}$$

$$\therefore \quad f_Z(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, z \ge 0 \\ 0, z < 0 \end{cases}$$

Rayleigh分布



$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, z \ge 0\\ 0, z < 0 \end{cases}$$

$$F_{Z}(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{z^{2}}{2\sigma^{2}}}, z \ge 0\\ 0, z < 0 \end{cases}$$

当一个二维随机向量的两个分量呈独立的、有着相同的方差的正态分布时,这个向量的模呈Rayleigh瑞利分布.



P79: 43、44、51、52、57, 补充题1, 2

- 1. 假设 X 和 Y 是两个独立的随机变量,服从标准正态分布 N(0,1), 令 U=X+Y, V=X-Y. 求 U 和 V 的边缘密度函数及联合密度函数, 并讨论独立性。
- 2. 设二维连续随机变量(X,Y)的概率密度为 $f(x,y) = \begin{cases} 1, 0 < x < 1, 0 < y < 2x, \\ 0, 其他, \end{cases}$
- (1)求边缘密度函数;
- (2) Z=2X-Y 的概率密度函数;
- (3)P(Y<1/2|X<1/2).

END