

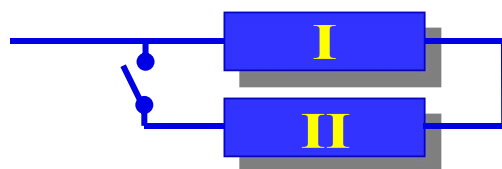
第三章 联合分布

- § 1 引言：联合累积分布函数
- § 2 (二维)离散随机变量
- § 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 极值和顺序统计量

实际背景

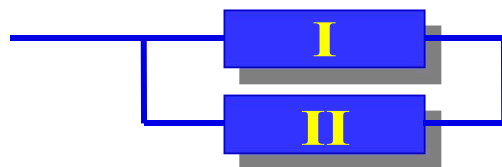
设有两个部件 I、II, 其工作寿命分别为 X, Y

冷冗余系统: 部件 I 坏了, 换上备用部件 II 继续工作



系统寿命 $X+Y$

热冗余系统: 部件 I、II 并联同时工作, 仅当两个部件都损坏时, 整个系统才失效



系统寿命 $\max\{X, Y\}$

串联系系统: 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



系统寿命 $\min\{X, Y\}$



问题

怎样确定上述各系统的寿命?



若 $(X, Y) \sim f(x, y)$, 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?

思路:

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{Z \leq z\} \\ &= P\{g(X, Y) \leq z\} \\ &= \iint_{g(x, y) \leq z} f(x, y) dx dy \\ &= \cdots = \int_{-\infty}^z f_Z(u) du \end{aligned}$$

$$\therefore Z \sim f_Z(z)$$

(一) $Z=X+Y$ 的分布 (先讨论连续型)

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

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

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

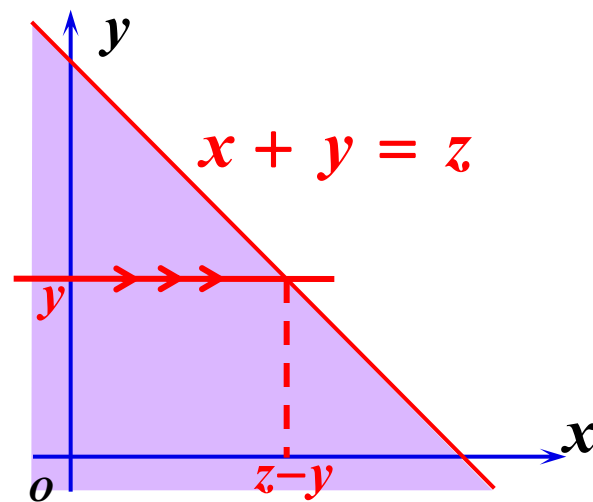
$$= \int_{-\infty}^{\infty} dy \int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx$$

$$\underline{\underline{\text{令 } x=u-y}}} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^z f(u-y, y) du dy$$

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

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

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



(一) $Z=X+Y$ 的分布 (先讨论连续型)

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

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

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

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

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

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

例 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

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

令 $t = x - \frac{z}{2}$

$\therefore X + Y \sim N(0, 2).$

什么结论?

独立正态r. v和的一般结果

❶ 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

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

❷ 一般地, 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 且

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

则对于不全为零的常数 a_1, a_2, \dots, a_n 有

$$a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n \sim N\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i, \sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2\right)$$

独立正态r. v的非零线性
组合仍服从正态分布

例 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

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \leq x \leq 10, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

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

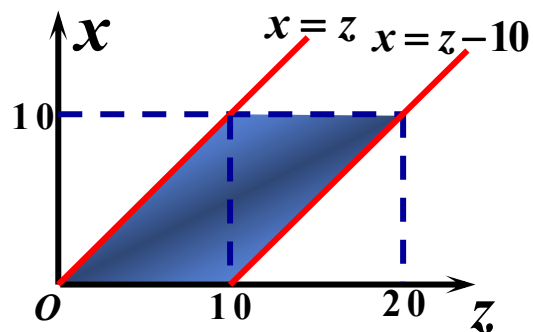
解 由卷积公式有

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

被积函数的非零区域是

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

$$\therefore f_R(z) = \begin{cases} \int_0^z f(x)f(z-x)dx, & 0 \leq z < 10 \\ \int_{z-10}^{10} f(x)f(z-x)dx, & 10 \leq z \leq 20 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



例 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

$$f(x) = \begin{cases} \frac{10-x}{50}, & 0 \leq x \leq 10, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

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

$$\begin{aligned} f_R(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x)f(z-x)dx \\ &= \begin{cases} \int_0^z \frac{10-x}{50} \cdot \frac{10-(z-x)}{50} dx, & 0 \leq z < 10 \\ \int_{z-10}^{10} \frac{10-x}{50} \cdot \frac{10-(z-x)}{50} dx, & 10 \leq z \leq 20 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \\ &= \begin{cases} (600z - 60z^2 + z^3)/15000, & 0 \leq z < 10 \\ (20-z)^3/15000, & 10 \leq z < 20 \\ 0, & \text{其它} \end{cases} \end{aligned}$$

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

解 由卷积公式有, Z 的密度函数为

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



研究问题
question

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 $X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim f_n(z)$, 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

$$P\{X = i\} = p_i \quad (i = 1, 2, \dots)$$

$$P\{Y = j\} = q_j \quad (j = 1, 2, \dots)$$

令 $Z = X + Y$, 则

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= \sum_{i=1}^{k-1} P\{X = i\} \cdot P\{Y = k - i\} \\ &= \sum_{i=1}^{k-1} P\{X = k - i\} \cdot P\{Y = i\} \\ &\quad (k = 1, 2, \dots) \end{aligned}$$

(离散卷积公式)

比较一下连续型卷积公式

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

例 设 X, Y 独立, 且 $X \sim P(\lambda_1), Y \sim P(\lambda_2)$, 求 $Z = X + Y$ 的分布.

解 由离散卷积公式有

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= \sum_{i=0}^k P\{X = k - i\} \cdot P\{Y = i\} \\ &= \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^{k-i}}{(k-i)!} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_2^i}{i!} e^{-\lambda_2} \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \sum_{i=0}^k \frac{1}{i!(k-i)!} \lambda_1^{k-i} \cdot \lambda_2^i \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{1}{k!} \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i!(k-i)!} \lambda_1^{k-i} \cdot \lambda_2^i \\ &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^k}{k!} \quad (k = 0, 1, 2, \cdots) \end{aligned}$$

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

(二) $Z = \frac{X}{Y}$ 的分布

例 设 X, Y 独立同分布, 其密度函数为

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

直接法

求 $Z = X/Y$ 的概率密度.

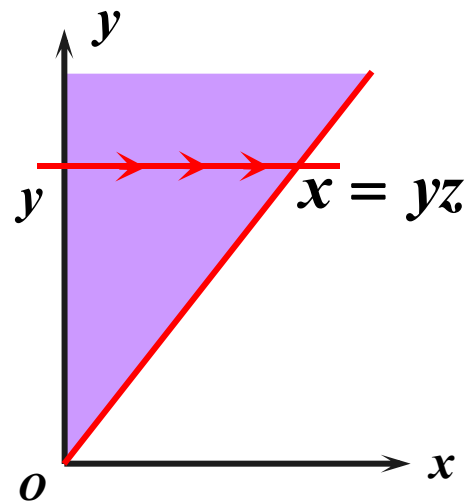
解 当 $z \geq 0$ 时, Z 的分布函数为

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P\{X/Y \leq z\} \\ &= \iint_{\substack{x/y \leq z \\ x > 0, y > 0}} e^{-(x+y)} dx dy \end{aligned}$$

$$= \int_0^{\infty} dy \int_0^{yz} e^{-(x+y)} dx$$

$$= \int_0^{\infty} e^{-y} (1 - e^{-yz}) dy = 1 - \frac{1}{1+z}$$

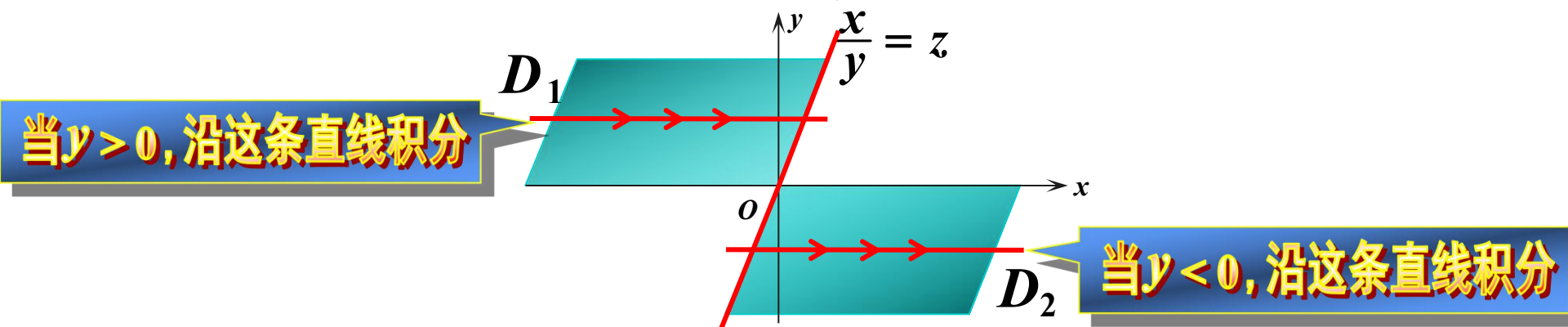
$$\therefore f_Z(z) = \begin{cases} (1+z)^{-2}, & z > 0 \\ 0, & z \leq 0 \end{cases}$$



(二) $Z = \frac{X}{Y}$ 的分布

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

$$F_Z(z) = P\{X / Y \leq z\} = \iint_{\frac{x}{y} \leq z} f(x, y) dx dy$$



$$F_Z(z) = \int_0^{+\infty} dy \int_{-\infty}^{yz} f(x, y) dx + \int_{-\infty}^0 dy \int_{yz}^{+\infty} f(x, y) dx$$

由于积分区域不是矩形
这样计算积分比较繁!

回顾

【二重积分的变量替换（雅可比式）】

若连续可微分的函数

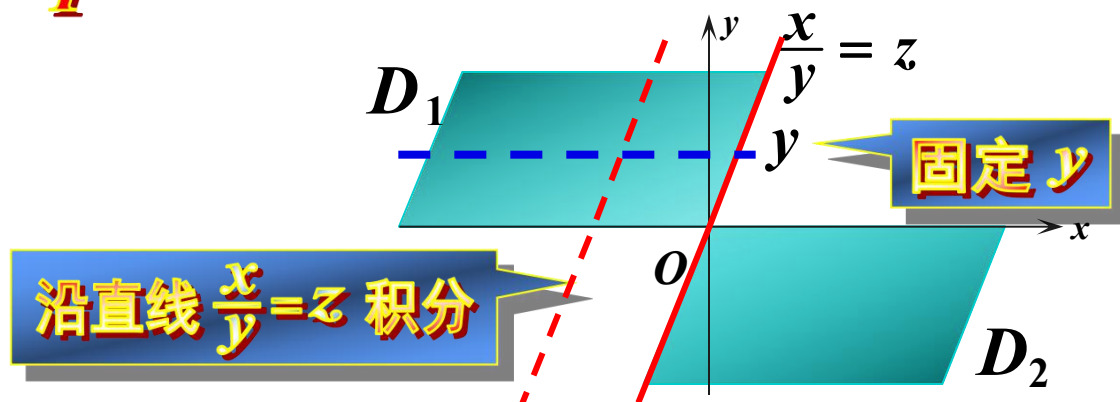
$$\begin{cases} x = x(u, v) \\ y = y(u, v) \end{cases}$$

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

$$\iint_{\Omega} f(x, y) dx dy = \iint_{\Omega'} f[x(u, v), y(u, v)] |J| du dv$$

(二) $Z = \frac{X}{Y}$ 的分布

令 $\begin{cases} x / y = u \\ y = y \end{cases}$, 则变换的Jacobi式为 $\frac{\partial(x, y)}{\partial(u, y)} = \begin{vmatrix} y & u \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = y$

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

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

特别当 X, Y 独立时, 则有

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

例 设 X, Y 相互独立同服从正态分布 $N(0, 1)$, 求 r.v $Z = Y / X$ 的概率密度.

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

$$= \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} x e^{-x^2((z^2+1)/2)} dx$$

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

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

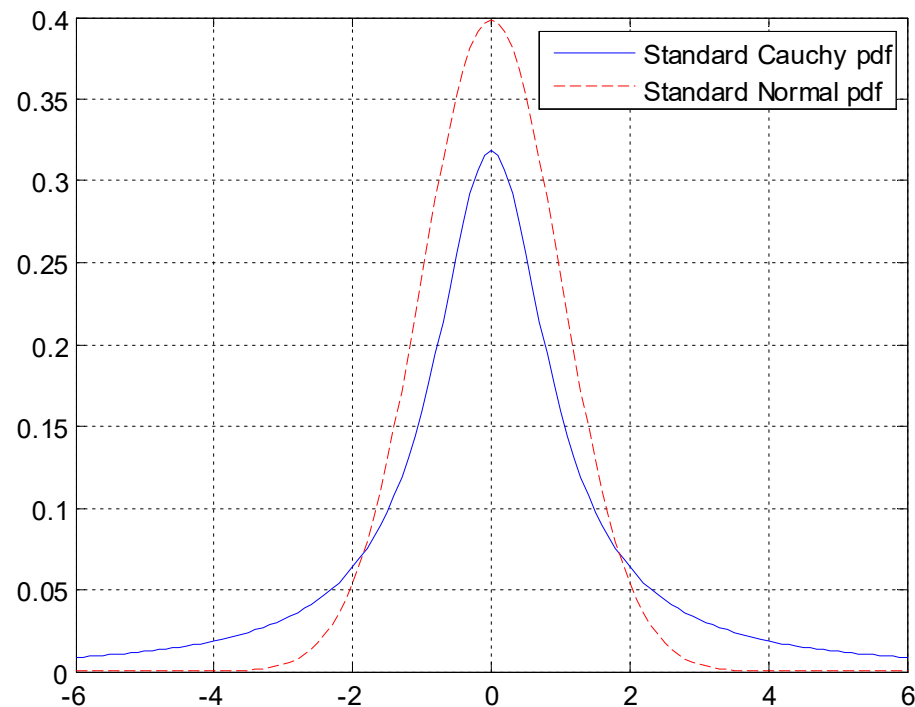
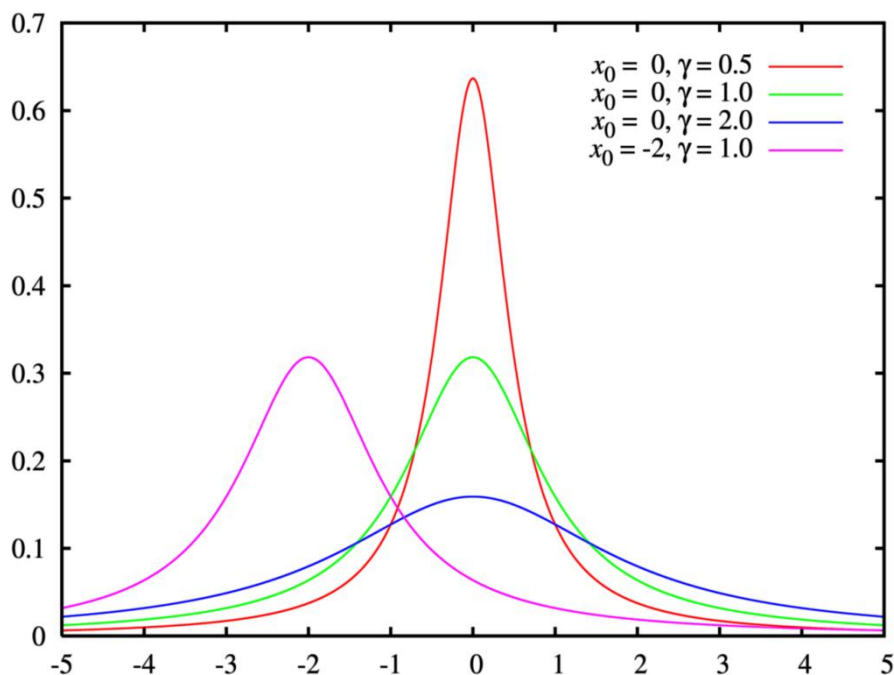
公式法

$$Z = \frac{Y}{X}$$

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

Cauchy分布

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



(二) $Z = \frac{X}{Y}$ 的分布

例 设 X, Y 独立同分布, 其密度函数为

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

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

例 设 ξ, η 为独立同分布均服从指数分布的 r.v., 其密度为

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

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

解 $F_{UV}(u, v) = P\{\xi + \eta \leq u, \xi / \eta \leq v\}$

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

令 $x + y = \tilde{u}, x / y = \tilde{v}$, 则 $x = \frac{\tilde{u}\tilde{v}}{1 + \tilde{v}}, y = \frac{\tilde{u}}{1 + \tilde{v}}$,

变换的Jacobi式为

$$J = \frac{\partial(x, y)}{\partial(\tilde{u}, \tilde{v})} = -\frac{\tilde{u}}{(1 + \tilde{v})^2} \quad (\tilde{u} \geq 0, \tilde{v} \neq -1)$$

(三) 两个随机变量变换的分布

例 设 ξ, η 为独立同分布均服从指数分布的 r.v., 其密度为

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

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

解 (续) $\therefore F_{UV}(u, v) = \iint_{D: \begin{cases} x+y \leq u \\ x/y \leq v, x \geq 0, y \geq 0 \end{cases}} e^{-(x+y)} dx dy$

$$= \int_0^v \int_0^u e^{-\tilde{u}} |J| d\tilde{u} d\tilde{v}$$

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

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

例 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.

(四) 随机变量的其它函数

例 设 X, Y 相互独立同服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$, 求 r.v $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的概率密度.

解 当 $z \geq 0$ 时, Z 的分布函数为

$$F_Z(z) = P\{\sqrt{X^2 + Y^2} \leq z\} = \iint_{\sqrt{x^2 + y^2} \leq z} f_X(x) f_Y(y) dx dy$$

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

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

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

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

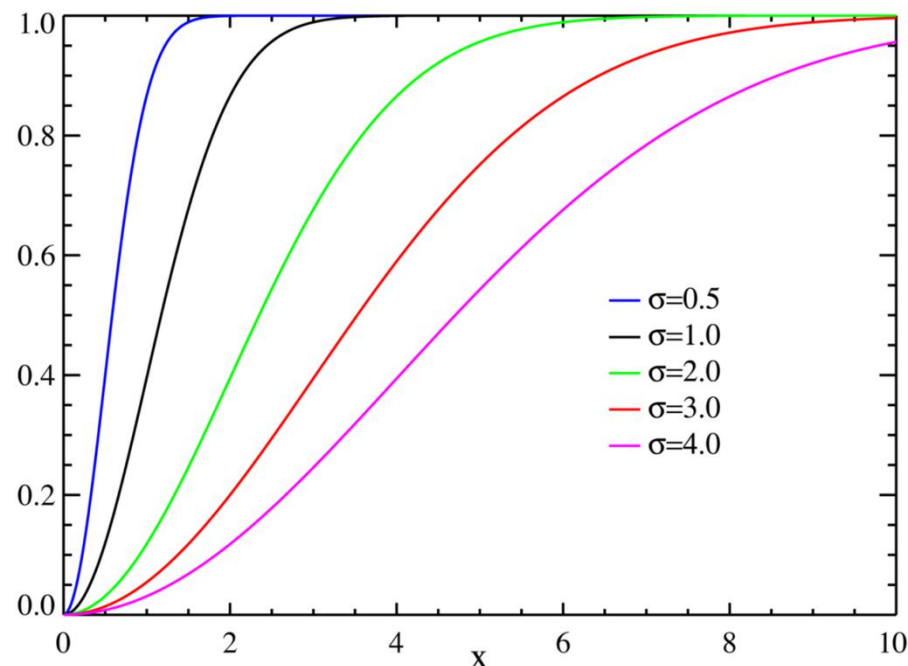
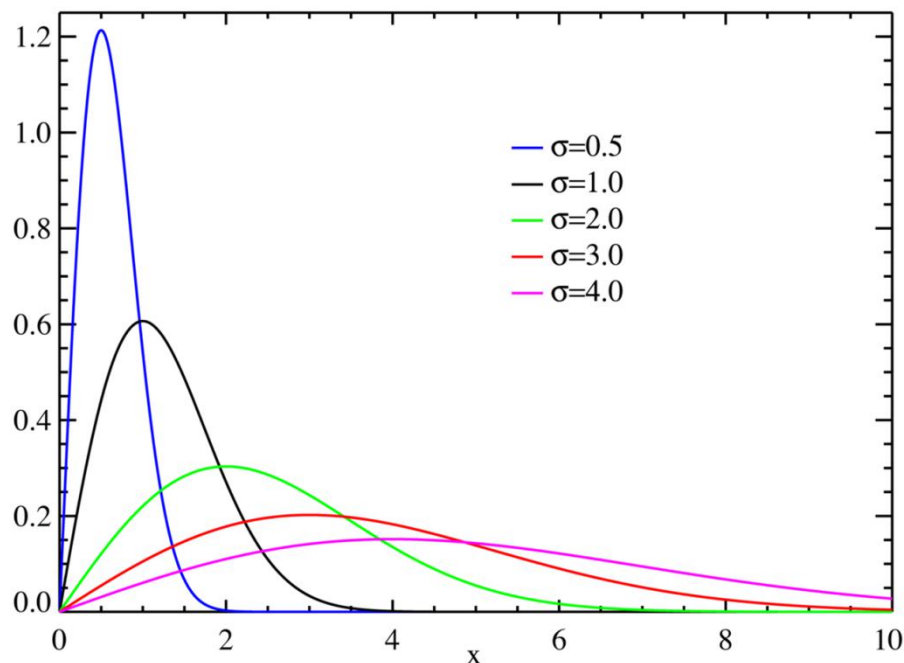
$$\begin{cases} x = \rho \cos \varphi \\ y = \rho \sin \varphi \end{cases}$$

$(0 \leq \rho \leq z, 0 \leq \varphi \leq 2\pi)$
雅可比式: $J = \rho$

$(z \geq 0)$

(瑞利 Rayleigh 分布)

Rayleigh分布



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

$$F_Z(z) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, & z \geq 0 \\ 0, & z < 0 \end{cases}$$

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。



课后作业

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

$$f(x,y) = \begin{cases} 1, & 0 < x < 1, 0 < y < 2x, \\ 0, & \text{其他,} \end{cases}$$

(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