

Z = g(X, Y) 的概率分布 - **



例. 设随机变量(X,Y)的分布律为

×	0	1	2	3
0	0.1	0.05	0.01	0.12
1	0.04	0.06	0.07	0.08
2	0.13	0.08	0.11	0.15

试求: (1) Z=2X-Y的分布律;

- (2) M=max{X, Y}的分布律;
- (3) N=min{X, Y}的分布律.

一、离散型的情况



- 1. Z = g(X, Y) 的分布律
- (1) 确定Z的可能取值 $z_{ij} = g(x_i, y_j)$ $i, j = 1, 2, \cdots$
- (2) \mathfrak{A} $\mathbb{E}P\{Z=g(x_i,y_i)\}=P\{X=x_i,Y=y_i\}=p_{ii}$
- (3) 列出Z = g(X,Y)的分布律。



一、离散型的情况



2. 二项分布的可加性

若 $X \sim b(m, p)$, $Y \sim b(n, p)$, 且独立, 则 $Z=X+Y\sim b(m+n, p)$.

注意: 若 $X_i \sim b(1, p)$, 且独立, 则 $Z = X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim b(n, p).$

-、离散型的情况



3. 泊松分布的可加性

若 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, 且独立,

则 $Z = X + Y \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$.

注意: X-Y不服从泊松分布.

连续型的情况



- 随机变量极值的分布
- 随机变量和的分布
- 变量变换法



二、连续型的情况



1. 随机变量极值的分布

设X,Y是两个相互独立的随机变量,

其概率密度为 $p_X(x), p_Y(y)$,

$$M = \max\{X, Y\}$$

 $N = \min\{X, Y\}$ $--$ 统称为极值变量

二、连续型的情况



$$F_{\scriptscriptstyle M}(z) = P\big\{M \le z\big\} = P\big\{X \le z, Y \le z\big\}$$

$$\underline{ind} P\{X \le z\} \cdot P\{Y \le z\} = F_Y(z)F_Y(z)$$

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

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

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

$$=1-\Big(1-F_{\scriptscriptstyle X}(z)\Big)\Big(1-F_{\scriptscriptstyle Y}(z)\Big)$$

二、连续型的情况



$$X_{1}, \dots, X_{n} \text{ ind.} \Longrightarrow \begin{cases} F_{M}(z) = \prod_{i=1}^{n} F_{X_{i}}(z) \\ F_{N}(z) = 1 - \prod_{i=1}^{n} (1 - F_{X_{i}}(z)) \end{cases}$$

$$X_1, \dots, X_n \text{ i.i.d. } F(x) \Longrightarrow \begin{cases} F_M(z) = [F(z)]^n \\ F_N(z) = 1 - [1 - F(z)]^n \end{cases}$$

二、连续型的情况



课堂练习.

有5个相互独立工作的电子装置、其寿命X。

$$(k = 1, 2, 3, 4, 5)$$
 i.i.d. $Exp(\frac{1}{\theta}), \theta > 0$

- (1)5个串联工作时,整机寿命N的E(N);
- (2)5个并联工作时,整机寿命M的E(M).

$$\mathbf{M}: X_k \sim p(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases} \quad (\theta > 0)$$

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases} \quad (k = 1, 2, 3, 4, 5)$$

(1)
$$N = \min(X_1, X_2, ..., X_5)$$

$$F_N(x) = 1 - [1 - F(x)]^5 = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{5}{\theta}x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

$\Rightarrow p_N(x) = \begin{cases} \frac{5}{\theta} e^{\frac{-5x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & \text{#E} \end{cases} \Rightarrow N \sim Z\left(\frac{5}{\theta}\right)$

$$\Rightarrow E(N) = \frac{\theta}{5}$$

$$(2)M = \max(X_1, X_2, ..., X_5)$$

$$F_{M}(x) = [F(x)]^{5} = \begin{cases} \left(1 - e^{-\frac{x}{\theta}}\right)^{5} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$



$$\Rightarrow p_{M}(x) = \begin{cases} \frac{5}{\theta} \left[1 - e^{-\frac{x}{\theta}} \right]^{4} e^{-\frac{x}{\theta}} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

$$\Rightarrow E(M) = \int_{-\infty}^{+\infty} x p_{M}(x) dx$$

$$= \int_{0}^{+\infty} x \cdot \frac{5}{\theta} \left(1 - e^{-\frac{x}{\theta}} \right)^{4} e^{-\frac{x}{\theta}} dx \quad \left\langle t = \frac{x}{\theta} \right\rangle$$

$$= 5\theta \int_{0}^{+\infty} t \left(1 - e^{-t} \right)^{4} e^{-t} dt = \frac{137}{60} \theta$$

二、连续型的情况



2. 随机变量和的分布

若 $(X,Y) \sim p(x,y)$,则Z = X + Y的概率密度为

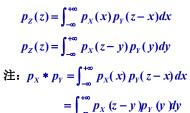
$$p_{z}(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, z - x) dx$$

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



证明: $F_Z(z) = P\{Z \le z\} = P\{X + Y \le z\}$ $= \iint\limits_{-\infty} p(x,y) dx dy = \int\limits_{-\infty}^{+\infty} \left[\int\limits_{-\infty}^{z-x} p(x,y) dy \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $\underline{y = u - x} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z} p(x, u - x) du \right] dx$ $= \int_{-\infty}^{z} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} p(x, u - x) dx \right] du$ $\Rightarrow p_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, z - x) dx$

当X与Y相互独立时,则



称为卷积公式。

二、连续型的情况



例1. 设随机变量(X, Y)

$$p(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}(x+y)e^{-(x+y)} & x > 0, y > 0\\ 0 &$$
其它

试求: (1) $p_X(x), p_Y(y)$; (2) Z = X + Y的概率密度。

例2. 设随机变量X与Y相互独立,均服从均匀分布 U(-1,1),试求Z = X + Y的概率密度。

二、连续型的情况



例3. 设X和Y是两个相互独立的随机变量 它们都服从 N(0,1)分布,试求Z=X+Y的概率分布。

一般地, 若X = Y ind, $\exists X \sim N(\mu_1, \sigma_1^2), Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$

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

推广. 有限个相互独立的正态随机变量的线性组合仍然 正态分布。

课堂练习



设随机变量X与Y相互独立, $X \sim U(-1,1)$, $Y \sim Exp(2)$ 。试求Z = X + Y的概率密度。



-- 刘 赪 --

SWJTU

课堂练习



已知随机变量X与Y相互独立,其中

P(X = -1) = 0.4, P(X = 1) = 0.6

而随机变量 $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。

试求Z = X + Y的分布。



-- 刘 赪 --

SWJTU

二、连续型的情况



- 2. 随机变量和的分布
- (1) 伽玛分布的可加性

若 $X \sim Ga(\alpha_1, \lambda)$, $Y \sim Ga(\alpha_2, \lambda)$, 且相互独立, 则 $Z = X + Y \sim Ga(\alpha_1 + \alpha_2, \lambda)$.

注意: X-Y 不服从 $Ga(\alpha_1-\alpha_2,\lambda)$.

-- 刘 赪 --

UTCW

二、连续型的情况



- 2. 随机变量和的分布
- (2) χ^2 分布的可加性

 $M Z = X + Y \sim \chi^2(m+n)$.

注意: ① X-Y不服从 2 分布.

② 若X_i~N(0,1), 且独立, 则

$$Z = \sum_{i=1}^{n} X_i^2 \sim \chi^2(n).$$

SWJTU

二、连续型的情况



- 2. 随机变量和的分布
- (3) 两个结论
- ① 独立的0-1分布随机变量之和服从二项分布
- ② 独立同分布的指数分布随机变量之和服从 伽玛分布。

$$X_1, \dots, X_n$$
 i.i.d. $Exp(\lambda) = Ga(1, \lambda)$

 $Z = X_1 + \cdots + X_n \sim Ga(n, \lambda)$

-- 刘 赪 -

SWJTU

二、连续型的情况



3. 变量变换法

已知(X, Y)的分布,(X, Y)的函数

$$\begin{cases}
U = g_1(X, Y) \\
V = g_2(X, Y)
\end{cases}$$

求 (U, V) 的分布.

-- 刘 赪 --

SWJTU

2、连续型的情况



若
$$\begin{cases} u = g_1(x, y) \\ v = g_2(x, y) \end{cases}$$
 有连续偏导、存在反函数

$$\begin{cases} x = x(u,v) \\ y = y(u,v) \end{cases}$$
 则 (U, V) 的联合密度为

$$p_{UV}(u,v) = p_{XY}(x(u,v),y(u,v)) |J|$$

其中J为变换的雅可比行列式:
$$J = \frac{\partial(x,y)}{\partial(u,v)} = \left(\frac{\partial(u,v)}{\partial(x,y)}\right)^{-1}$$

二、连续型的情况



4. 增补变量法

若要求 $U = g_1(X, Y)$ 的密度 $p_U(u)$,

可增补一个变量 $V = g_2(X, Y)$,

先用变量变换法求出(U, V)的联合密度 $p_{rrr}(u, v)$,

然后再由联合密度 $p_{II}(u,v)$, 去求出边际密度 $p_{I}(u)$

用此方法可以求出卷积公式、积的公式、商的公式

二、连续型的情况



命题. (商的分布)

设(X,Y)的概率密度为p(x,y),则 $Z = \frac{X}{V}$

的概率密度为

$$p(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(yz, y) |y| dy \qquad \longrightarrow \begin{cases} Z = X/Y \\ V = Y \end{cases}$$

特别. 当X、Y独立时,

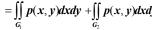
$$p(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_X(yz) p_Y(y) |y| dy$$

3 用分布函数如何处理



设(X,Y)的概率密度为p(x,y),则 $Z=\frac{X}{Y}$ 的

$$F_{Z}(z) - F\{Z \le z\} = F\left\{\frac{1}{Y} \le z\right\}$$



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

$$= \iint_{G_{1}} p(x, y) dx dy + \iint_{G_{2}} p(x, y) dx dy$$

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

$$G_{2}$$

$$\Rightarrow u = x/y,$$



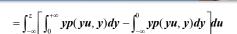
$$\iint\limits_{G_{0}} p(x,y)dxdy = \int_{0}^{+\infty} \int_{-\infty}^{yz} p(x,y)dxdy$$

$$= \int_0^{+\infty} \int_{-\infty}^z yp(yu, y) du dy = \int_{-\infty}^z \int_0^{+\infty} yp(yu, y) dy du$$

$$\iint_{G_{r}} p(x, y) dx dy = -\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{0} y p(yu, y) dy du$$

故有
$$F_Z(z) = P\{Z \le z\}$$

$$= \iint_{G_1} p(x, y) dx dy + \iint_{G_2} p(x, y) dx dy$$



由此可得分布密度为

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