四。随机变量的独立性

1.随机变量独立性定义

2.相互独立的随机变量的函数也独立

两个事件独立: A,B是两事件,若 P(AB) = P(A)P(B)则称A = B独立。

1.定义设F(x,y)及 $F_X(x)$, $F_Y(y)$ 分别是二维随机变量(X,Y)的分布

函数和边际分布函数。 若对所有的x,y有:

$$F(x,y) = F_X(x)F_Y(y) \qquad x \in R, y \in R$$

即 $P(X \le x, Y \le y) = P(X \le x)P(Y \le y)$,则称随机变量X与Y独立。

称随机变量 X 与 Y 独立,指的是 X 的任意事件 $P(X \le x)$ 与 Y 的任意

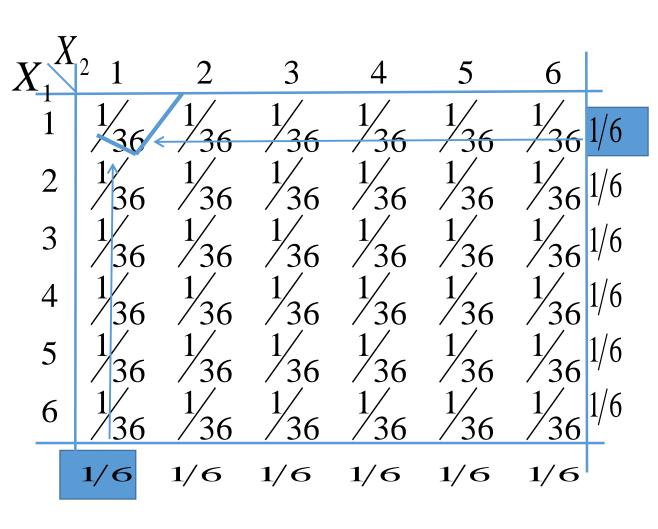
事件 $P(Y \le y)$ 都独立。 (x,y)为任意实数)。

$$F(x,y) = F_X(x)F_Y(y) \Leftrightarrow \begin{cases} p_{ij} = p_i.p_j & 对所有i,j成立。\\ f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) & 对所有x,y成立。 \end{cases}$$

Y^{X}	$x_{1(41)}$	$\mathcal{X}_{2\left(\stackrel{\smile}{\equiv} ight)}$	<i>X</i> _{3(黄)}	
$y_{1(k)}$	15/100	<10/ /100	12/ /100	37/100
$y_{2(短)}$	20/ /100	18/ /100	25/ /100	63/100
	35/100	28/ 100	37/100	1

二维离散型随机变量 X 与 Y 独立: 格子数等于行合计乘列合集对所

有点都成立。



二维均匀分布:

三维均匀分布:
矩形域独立:
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{(b-a)(d-c)}, f_X(x) = \frac{1}{b-a}; & f_Y(y) = \frac{1}{d-c}; \\ 0 & \end{cases}$$

圆域不独立:
$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi r^2}, & x^2 + y^2 \le r^2; \\ 0, & 其他 \end{cases}$$
 ; $f_X(x) = \frac{2\sqrt{r^2 - x^2}}{\pi r^2}$

二维指数分布,X与Y独立。

$$f(x,y) = \begin{cases} \alpha \beta e^{-(\alpha x + \beta y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \pm \text{id} \end{cases} \qquad f_X(x) = \begin{cases} \alpha e^{-\alpha x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

正态分布重要性质之一: 二维正态分布X与Y独立 $\Leftrightarrow \rho = 0$

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{2\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right)\right\}$$

$$f(x,y) \stackrel{(\rho=0)}{=} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right)\right\} = f_X(x)f_Y(y)$$

反之,若 $f(x,y)=f_X(x)f_Y(y)$ 对所有(x,y)成立 则对 (μ_1, μ_2) 也成立。

$$\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} = f(\mu_1,\mu_2) \equiv f_X(\mu_1)f_Y(\mu_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \longrightarrow \rho = 0$$

2. 定理: 设随机变量 X 与 Y 独立,g(x) , h(y) 是 X 与 Y 的函数,则 g(X) 与 h(Y) 也独立。 X 与 Y 独立 \Rightarrow X^2 与 Y^2 独立,反之不成立。

例1. 已知 X 与 Y 的边际分布列均为 $\begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ 1/4 & 1/2 & 1/4 \end{pmatrix}$, 且P(XY=0)=1, 试求 (1) X 与 Y 的联合分布列; (2) X 与 Y 是否独立? (3) 求P(X+Y=1)

解: (2)P(X=-1, Y=-1)=0

$$P(X = -1)P(Y = -1) = 0.25^{2}$$

$$(3) P(X + Y = 1) = P(X = 1, Y = 0)$$

$$+ P(X = 0, Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

$$(3) P(X + Y = 1) = 0.25 + 0.25 = 0.5$$

例3. 向区域 $D = \{(x, y) | y \le 2x - x^2, y \ge 0\}$ 上随机掷点,用X, Y分别表示点

的纵横坐标的值,求(1) $f_X(x)$, $f_Y(y)$, (2) X与Y是否独立?(3) $f_{Y|X}(y|x)$ 。

解: (X,Y)在 $D = \{(x,y)|y \le 2x - x^2, y \ge 0\}$ 上服从均匀分布。

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{S(D)} & (x,y) \in D \\ 0 & \text{ if the } \end{cases} = \begin{cases} \frac{3}{4} & (x,y) \in D \\ 0 & \text{ if the } \end{cases}$$

$$(1) f_X(x) = \int_0^{2x-x^2} \frac{3}{4} dy = \frac{3}{4} (2x-x^2), \quad (0 \le x \le 2)$$

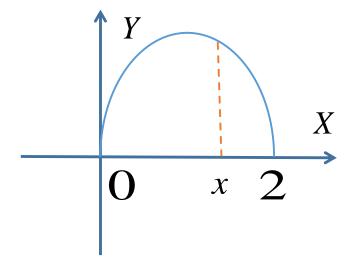
$$f_Y(y) = \int_{1-\sqrt{1-y}}^{1+\sqrt{1-y}} \frac{3}{4} dx = \frac{3}{2} \sqrt{1-y}, \quad (0 \le y \le 1) \end{cases}$$

$$(3) f_X(x) = \int_0^{2x-x^2} \frac{3}{4} dx = \frac{3}{4} (2x-x^2), \quad (0 \le x \le 2)$$

(2)
$$f(x,y) \neq f_X(x) f_Y(y)$$
, X与Y不独立。

(3)
$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{3/4}{\frac{3}{4}(2x-x^2)}$$

$$= \begin{cases} \frac{1}{(2x-x^2)} & 0 < y < 2x-x^2 (0 < x < 2) \\ 0 & \text{!!} \text{!!} \end{cases}$$



例2. 设某医院每天出生的婴儿总数 $X \sim P(14)$,其中出生的婴儿为男婴的概率为0.51,以 Y 表示每天在该医院出生的男婴的个数,求 (1)(X,Y)的联合分布列,(2) Y 的边际分布列,(3) X与Y是否独立?

解: (1) $X \sim P(14)$ 为医院每天出生的婴儿总数。

每天出生
$$n$$
个婴儿的概率为 $P(X=n)=\frac{14^n}{n!}e^{-14}, n=0,1,2\cdots$

此n个婴儿中有m个男婴的概率为:

$$P(Y = m | X = n) = C_n^m 0.51^m 0.49^{n-m}, m = 0,1,2...n$$

(X,Y)的联合分布列为:

$$P(X=n,Y=m) = P(X=n)P(Y=m|X=n)$$

$$= \frac{14^n}{n!} e^{-14} C_n^m 0.51^m 0.49^{n-m}$$

$$= \frac{1}{n!} e^{-14} C_n^m (0.51 \times 14)^m (0.49 \times 14)^{n-m}$$

$$= \frac{1}{n!}e^{-14}C_n^m 7.14^m 6.86^{n-m} \qquad n = 0,1...; m = 0,1...n$$

(2) Y的边际分布列:

$$P(Y=m) = \sum_{n=m}^{+\infty} P(X=n, Y=m) = \sum_{n=m}^{+\infty} \frac{1}{n!} e^{-14} C_n^m 7.14^m 6.86^{n-m}$$

$$=e^{-14}\frac{(7.14)^m}{m!}\sum_{n=m}^{+\infty}\frac{(6.86)^{n-m}}{(n-m)!}\stackrel{t=n-m}{=}e^{-14}\frac{(7.14)^m}{m!}\sum_{t=0}^{+\infty}\frac{(6.86)^t}{t!}$$

$$=e^{-14}\frac{(7.14)^m}{m!}e^{6.86}=e^{-7.14}\frac{(7.14)^m}{m!}, m=0,1...Y\sim P(7.14)$$

(3) 显然
$$P(X=n,Y=m) \neq P(X=n)P(Y=m)$$
, X与Y不独立

例5.
$$f(x,y) = \begin{cases} k(3x^2 + xy), & 0 < x < 1, 1 < y < 3, x : (1)k.(2)f_X(x), f_Y(y). \\ 0, & 其他。 \end{cases}$$

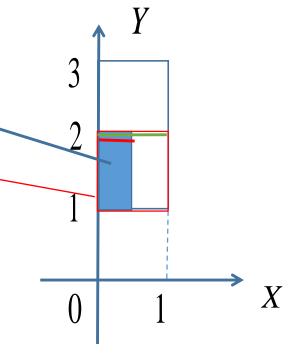
$$(3)P(2X+Y<3). (4)P(X<0.5|Y<2). (5)P(X<0.5|Y=2)$$

$$\Re : (1) \ 1 = \int_0^1 \int_1^3 k (3x^2 + xy) dy dx = \int_0^1 6kx^2 + 4kx dx = 4k,
(2) \ f_X(x) = \int_1^3 \frac{1}{4} (3x^2 + xy) dy = \frac{3}{2}x^2 + x, (0 < x < 1)
f_Y(y) = \int_0^1 \frac{1}{4} (3x^2 + xy) dx = \frac{1}{4} + \frac{1}{8}y, (1 < y < 3)
(3) \ P(2X + Y < 3) = \int_0^1 \int_1^{3-2x} \frac{1}{4} (3x^2 + xy) dy dx = \frac{1}{4}$$

$$(4) P(X < 0.5 | Y < 2) = \frac{P(X < 0.5, Y < 2)}{P(Y < 2)}$$

$$= \frac{\int_0^{0.5} \int_1^2 \frac{1}{4} (3x^2 + xy) dy dx}{\int_1^2 \frac{1}{4} + \frac{1}{8} y dy} = \frac{5}{28}$$

$$(5) P(X < 0.5 | Y = 2) = \frac{P(X < 0.5, Y = 2)}{P(Y = 2)} = \frac{0}{0}$$



条件分布函数:

$$F_{X|Y}(x|y) = \frac{P(X \le x, Y = y)}{P(Y = y)}; x \in R.$$

$$F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^{x} \frac{f(u,y)}{f_Y(y)} du$$

$$P(X < 0.5 | Y = 2) = \frac{P(X < 0.5, Y = 2)}{P(Y = 2)} = F_{X|Y}(0.5 | 2)$$
$$= \int_{0}^{0.5} \frac{f(u,2)}{f_{Y}(2)} du$$

$$(5) P(X < 0.5 | Y = 2) = \frac{P(X < 0.5, Y = 2)}{P(Y = 2)} = F_{X|Y}(0.5|2)$$

$$\left\{F_{X|Y}(x|y) = \frac{P(X \le x, Y = y)}{P(Y = y)} = \int_{-\infty}^{x} \frac{f(u, y)}{f_Y(y)} du\right\}$$

$$F_{X|Y}(0.5|2) = \int_0^{0.5} \frac{f(u,2)}{f_Y(2)} du = \int_0^{0.5} \frac{\frac{1}{4} (3u^2 + uy)}{\frac{1}{4} + \frac{1}{8} y} du$$

$$= \int_{0}^{0.5} \frac{\frac{1}{4}(3u^{2} + u \times 2)}{\frac{1}{4} + \frac{1}{8}y}$$

$$= \int_{0}^{0.5} \frac{\frac{1}{4}(3u^{2} + u \times 2)}{\frac{1}{4} + \frac{1}{8} \times 2} du = 0.1875$$

一.离散型随机变量:

1.联合分布列
$$P(X = X_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2...$$

2.边际分布列
$$P(X = X_i) = \sum_{j=1}^{+\infty} P(X = X_i, Y = y_j) = p_{i\bullet}$$
 , $i = 1, 2 \cdots$

3.条件分布列
$$P(Y = y_j | X = X_i) = \frac{P(X = X_i, Y = y_j)}{P(X = X_i)}, j = 1,2\cdots$$
 $(i = 1,2\cdots)$

$$P(X = X_i, Y = y_j) = \begin{cases} P(Y = y_j | X = X_i) P(X = X_i) \\ P(X = X_i) P(Y = y_j) \end{cases}$$
 X与Y独立

二. 随机变量的分布函数:

1.联合分布函数
$$F(x,y)=P(X \le x, Y \le y), x, y \in R$$

2.边际分布函数
$$F_X(x) = F(x,+\infty) = P(X \le x, Y \le +\infty), x \in R$$

$$F_Y(y) = F(+\infty, y) = P(X \le +\infty, Y \le y), y \in R$$

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$
 X与Y独立

3.条件分布函数
$$F_{Y|X}(y|x) = \frac{P(X=x,Y \le y)}{P(X=x)}, y \in R(x \in R)$$

三.二维连续型随机变量

1.联合分布密度f(x,y)

2.边际分布密度
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy$$
, $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$,

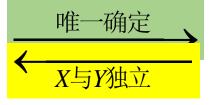
3.条件分布密度
$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$$
; $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$

$$f(x,y) = \begin{cases} f_{Y|X}(y|x)f_X(x) = f_{X|Y}(x|y)f_Y(y) \\ f_X(x)f_Y(y) & X 与 Y 独立 \end{cases}$$

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

$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$$

$$f_X(x), f_Y(y)$$



两个一维分布 (离散型同理)

例如:总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,独立的抽取n个值(9.3,6.9,7.2....8.1)

$$(X_1, X_2, \dots, X_n)$$
 的分布?

X,Y独立同分布, $X, Y \sim N(\mu, \sigma^2), f(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{(x-\mu)^2+(y-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

本章的主要目的: 总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 独立的抽取n个(9.3,6.9,....8.1) $(X_1, X_2 \cdots X_n)$ X_i 与总体同分布,

$$f(x_1, x_2 \cdots x_n) = f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2) \cdots f_{X_n}(x_n) = f_X(x_1) f_X(x_2) \cdots f_X(x_n)$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x_1-\mu)^2}{2\sigma^2}} \cdots \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x_n-\mu)^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}\sigma^n} e^{-\sum_{i=1}^n \frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$