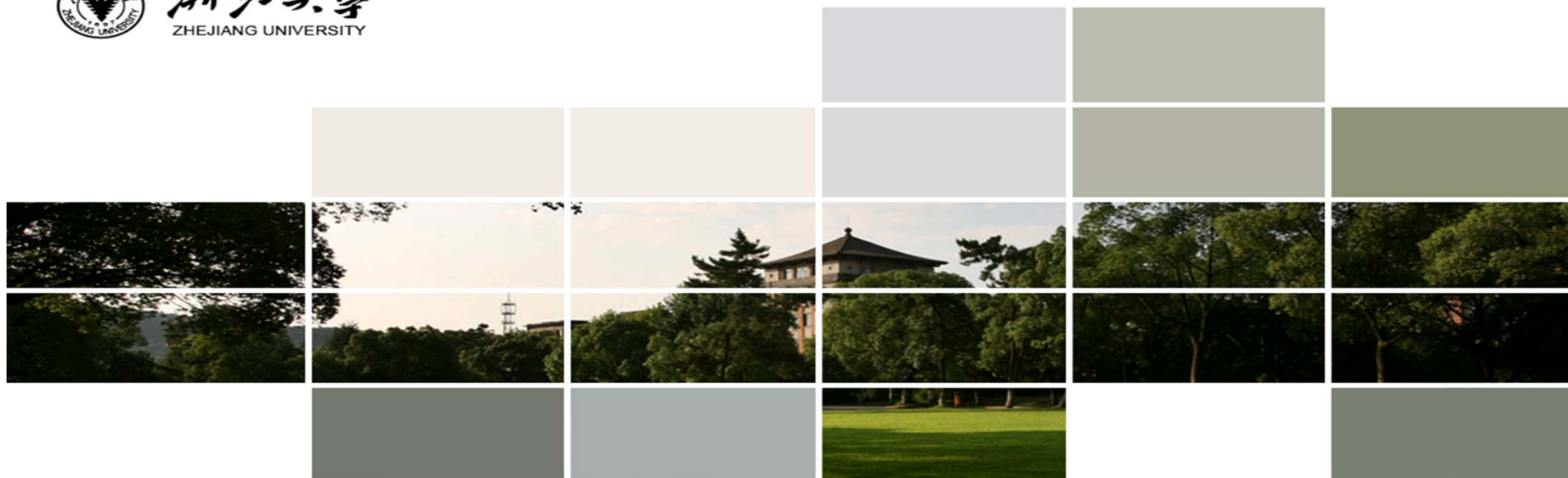




浙江大学
ZHEJIANG UNIVERSITY



第23讲 随机变量的独立性



相互独立的随机变量

第8讲中把A与B两个事件的独立性定义为

$P(AB) = P(A)P(B)$ ，而随机变量的取值往

往可以构成无数的事件，如 $X = 1, X < 1$ 等，

为此要定义两个随机变量的独立性必须包

含两个随机变量的许多个事件间的独立。

设 x, y 为实数，设 $A = \{X \leq x\}, B = \{Y \leq y\}$ 。



💡 独立性定义：

设 $F(x, y)$ 是二元随机变量 (X, Y) 的分布函数, $F_X(x)$ 是 X 的边际分布函数, $F_Y(y)$ 是 Y 的边际分布函数, 若对所有 x, y 有:

$$P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)P(Y \leq y) \quad \text{即}$$

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

称随机变量 X, Y 相互独立。



独立性等价判断:

离散型

用分布律判断。对一切 i, j 都成立 $P_{ij} = P_i \cdot P_j$

即 $P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j)$

连续型

用密度函数判断。对在平面的点 (x, y)

几乎处处成立 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$.

即在平面上除去“面积”为零的集合以外，上述等式处处成立。



例1: 已知 (X, Y) 的联合分布律,

试判断 X 与 Y 的独立性。

解: 逐个检验 $p_{ij} \stackrel{?}{=} p_{i.} \times p_{.j}$

$X \backslash Y$	0	1	$P(X=i)$
1	$1/6$	$2/6$	$1/2$
2	$1/6$	$2/6$	$1/2$
$P(Y=j)$	$1/3$	$2/3$	

$$P(X=1, Y=0) = 1/6 = P(X=1)P(Y=0)$$

$$P(X=2, Y=0) = 1/6 = P(X=2)P(Y=0)$$

$$P(X=1, Y=1) = 2/6 = P(X=1)P(Y=1)$$

$$P(X=2, Y=1) = 2/6 = P(X=2)P(Y=1)$$

因而 X, Y 是相互独立的。

需要检验

所有等式成立

才能得独立结论



例2:已知 (X, Y) 的联合分布律,
试判断 X 与 Y 的独立性。

$X \backslash Y$	0	1	$P(X=i)$
1	$1/6$	$2/6$	$1/2$
2	$2/6$	$1/6$	$1/2$
$P(Y=j)$	$1/2$	$1/2$	

解: 逐个检验 $p_{ij} \stackrel{?}{=} p_{i.} \times p_{.j}$

$$P(X = 1, Y = 0) = 1/6$$

$$P(X = 1)P(Y = 0) = 1/2 \times 1/2 = 1/4$$

$$\text{故 } P(X = 1, Y = 0) \neq P(X = 1)P(Y = 0)$$

因而 X 与 Y 不相互独立。

只要有一对 i, j 使

$$p_{ij} \neq p_{i.} \times p_{.j}$$

就能判断不独立



例3: 设 X 与 Y 是相互独立的随机变量, 已知 (X, Y) 的联合分布律, 求其余未知的概率值。

$X \backslash Y$	0	1	2	$P(X = x_i)$
1	0.01	0.2	0.04	0.25
2	0.03	0.6	0.12	0.75
$P(Y = y_j)$	0.04	0.8	0.16	



例4: (X, Y) 具有概率密度 $f(x, y) = \begin{cases} 6e^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$,
问 X 和 Y 是否相互独立?

$$\begin{array}{l|l} \text{解: } f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy & f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx \\ \left. \begin{array}{l} = \begin{cases} \int_0^{\infty} 6e^{-(2x+3y)} dy = 2e^{-2x}, & x > 0 \\ 0 & , x \leq 0 \end{cases} \end{array} \right| & \begin{array}{l} = \begin{cases} \int_0^{\infty} 6e^{-(2x+3y)} dx = 3e^{-3y}, & y > 0 \\ 0 & , y \leq 0 \end{cases} \end{array} \end{array}$$

故有 $f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$, 因而 X, Y 是相互独立的。

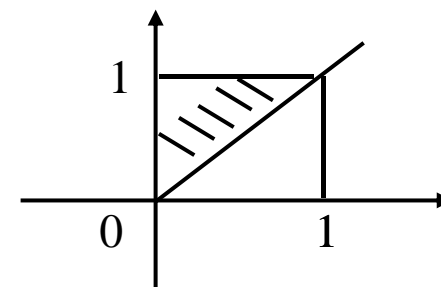
结论: 连续型变量独立, 其联合密度函数一定能分解成 x 的函数与 y 的函数的乘积。即 $f(x, y) = g(x)h(y)$ 。



但是，如果 $(X, Y) \sim f(x, y) = \begin{cases} 8xy, & 0 < x < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ ，则

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_x^1 8xy dy = 4x(1-x^2), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_0^y 8xy dx = 4y^3, & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$



所以，当 $0 < y < x < 1$ 时， $f(x, y) = 0$ ， $f_X(x) \cdot f_Y(y) > 0$ ，
因而 X, Y 不是相互独立的。



例5: 证明, 对于二元正态随机变量 (X, Y) ,

X 与 Y 相互独立的充要条件是参数 $\rho = 0$.

证: 因为 (X, Y) 的概率密度为:

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

其边际概率密度的乘积为:

$$f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \right\}$$



" \Leftarrow " 如果 $\rho=0$, 则对于所有 x, y , 有 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$
即 X, Y 相互独立。

" \Rightarrow " 反之, 若 X, Y 相互独立,

由于 $f(x, y), f_X(x), f_Y(y)$ 都是连续函数,

故对于所有的 x, y , 有 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

特别的有 $f(\mu_1, \mu_2) = f_X(\mu_1)f_Y(\mu_2)$,

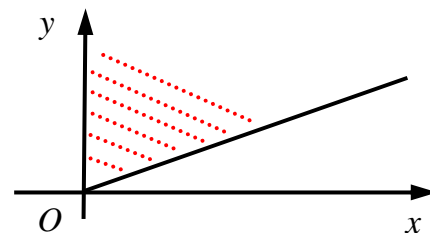
$$\text{即 } \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \quad \Rightarrow \quad \rho = 0$$



例6. 设甲, 乙两种元件的寿命 X, Y 相互独立, 服从同一分布,

$$\text{其概率密度为: } f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

求甲元件寿命不大于乙元件寿命2倍的概率。



解: (X, Y) 的联合密度为

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4} e^{-\frac{x+y}{2}} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} P(X \leq 2Y) &= \iint_{x \leq 2y} f(x, y) dx dy = \int_0^{\infty} dx \int_{\frac{x}{2}}^{\infty} \frac{1}{4} e^{-\frac{x+y}{2}} dy = \int_0^{\infty} \frac{1}{2} e^{-\frac{x}{2}} e^{-\frac{x}{4}} dx \\ &= \int_0^{\infty} \frac{1}{2} e^{-\frac{3x}{4}} dx = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

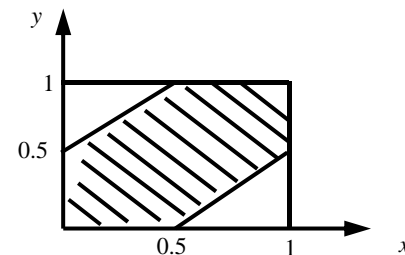


例7: 在区间 $(0, 1)$ 上任取两数, 求这两数之差的绝对值小于 0.5 的概率。

解: 设 X, Y 分别为 $(0, 1)$ 上任取的两数, 则 X 与 Y 为独立且同分布的, 均服从 $U(0, 1)$

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

$$\begin{aligned} P(|X - Y| < 0.5) &= \iint_{|x-y| < 0.5} f(x, y) dx dy \\ &= \iint_{\substack{|x-y| < 0.5 \\ 0 < x, y < 1}} 1 dx dy = S_G = 1 - 0.5^2 = 0.75 \end{aligned}$$





一般 n 元随机变量的一些概念和结果

■ n 元随机变量

设 E 是一个随机试验，它的样本空间是 $S = \{e\}$ ；

设 $X_1 = X_1(e), X_2 = X_2(e), \dots, X_n = X_n(e)$ 是定义在 S 上的随机变量，由它们构成的一个 n 元向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 称为 n 元随机变量。

■ n 元随机变量的分布函数

对于任意 n 个实数 x_1, x_2, \dots, x_n ， n 元函数：

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n)$$

称为 n 元随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数。



■ n 元离散型随机变量的分布律

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的取值记为 (x_1, x_2, \dots, x_n)

$$p(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n)$$

(x_1, x_2, \dots, x_n) 取遍所有可能值,

称为 n 元离散型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布律.

■ n 元连续型随机变量的概率密度

若存在非负函数 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 使得对于任意实数 x_1, x_2, \dots, x_n

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \int_{-\infty}^{x_{n-1}} \cdots \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_n$$

$f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 称为 n 元连续型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的概率密度.



n 元随机变量的边际分布

若 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$

(分布律 $p(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 概率密度 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$) 已知,

则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 k ($1 \leq k \leq n$) 元边际分布就随之确定. 比如:

$$F_{X_1}(x_1) = F(x_1, \infty, \infty, \dots, \infty)$$

$$p_{X_1}(x_1) = P(X_1 = x_1) = \sum_{x_2, x_3, \dots, x_n} P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n)$$

$$f_{X_1}(x_1) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cdots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_2 dx_3 \cdots dx_n$$



n 元随机变量的相互独立

(X_1, \dots, X_n) 的分布函数为 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 若对于所有的
 x_1, x_2, \dots, x_n , 有: $F(x_1, x_2, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1)F_{X_2}(x_2) \cdots F_{X_n}(x_n)$
 则称 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的。

离
散

(X_1, \dots, X_n) 的分布律为 $p(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 若对于所有的
 x_1, x_2, \dots, x_n , 有: $p(x_1, x_2, \dots, x_n) = p_{X_1}(x_1)p_{X_2}(x_2) \cdots p_{X_n}(x_n)$
 则称 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的。

连
续

(X_1, \dots, X_n) 的概率密度为 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 若对于 x_1, \dots, x_n ,
 几乎处处有: $f(x_1, x_2, \dots, x_n) = f_{X_1}(x_1)f_{X_2}(x_2) \cdots f_{X_n}(x_n)$
 则称 X_1, X_2, \dots, X_n 是相互独立的。



■ (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 的独立性

设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 的分布函数为 $F_1(x_1, x_2, \dots, x_m)$,

(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 的分布函数为 $F_2(y_1, y_2, \dots, y_n)$,

$(X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 的分布函数为 $F(x_1, x_2, \dots, x_m, y_1, y_2, \dots, y_n)$

若 $F(x_1, x_2, \dots, x_m, y_1, y_2, \dots, y_n) = F_1(x_1, x_2, \dots, x_m)F_2(y_1, y_2, \dots, y_n)$

对一切 $x_1, \dots, x_m, y_1, \dots, y_n$ 成立, 称 (X_1, \dots, X_m) 与 (Y_1, \dots, Y_n) 相互独立.

定理: 设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立,

(1) 则 X_i ($i = 1, 2, \dots, m$) 与 Y_j ($j = 1, 2, \dots, n$) 相互独立。

(2) 若 $h(x_1, x_2, \dots, x_m)$ 和 $g(y_1, y_2, \dots, y_n)$ 是连续函数,

则 $h(X_1, X_2, \dots, X_m)$ 和 $g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 相互独立。