# 第九周 协方差与相关系数

# 9.1. 随机变量函数的期望

## 随机变量函数的期望

$$n$$
 维随机变量  $X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 若  $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 则

离散情形: 
$$E(Z) = \sum_{i_1} \cdots \sum_{i_n} g(x_1, x_2, \cdots, x_n) P(X_1 = x_1, \cdots, X_n = x_n)$$

连续情形: 
$$E(Z) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, x_2, \cdots, x_n) f(x_1, x_2, \cdots, x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

$$Var(Z) = E[(Z - E(Z))^{2}] = E(Z^{2}) - E(Z)^{2}$$

\*

例 9.1.1 从1,2,3,4中等可能地取 1 个数记为 X ,再从1,2,…,X 中等可能地取 1 个数记为 Y 。求 E(X+2Y) 与 Var(X+2Y) 。

解: (X,Y)的联合分布列为

$X \setminus Y$	1	2	3	4
1	1/4	0	0	0
2	1/8	1/8	0	0
3	1/12	1/12	0 1/12 1/16	0
4	1/16	1/16	1/16	1/16

$$E(X+2Y) = \sum_{i=1}^{4} \sum_{k=1}^{4} (x_i + 2y_k) P(X = x_i, Y = y_k)$$

$$= \frac{1}{4} \cdot (1+2\cdot 1) + \frac{1}{8} (2+2\cdot 1+2+2\cdot 2) + \frac{1}{12} \cdot \sum_{k=1}^{3} (3+2\cdot k) + \frac{1}{16} \cdot \sum_{k=1}^{4} (4+2\cdot k) = 6$$

$$E\left[\left(X+2Y\right)^{2}\right] = \sum_{i=1}^{4} \sum_{k=1}^{4} \left(x_{i}+2y_{k}\right)^{2} P\left(X=x_{i},Y=y_{k}\right) = \sum_{i=1}^{4} \frac{1}{4i} \sum_{k=1}^{i} \left(x_{i}+2y_{k}\right)^{2} = \frac{259}{6}$$

$$Var(X+2Y) = E[(X+2Y)^{2}] - E(X+2Y)^{2} = \frac{43}{6}$$
.

(X,Y)的联合与边缘分布列为

	$X \setminus Y$	Y = 1	Y = 2	Y = 3	Y = 4	P(X=i)
	X = 1	1/4	0	0	0	1/4
1	X = 2	1/8	1/8	0	0	1/4
	X = 3	1/12	1/12	1/12	0	1/4
	X = 4	1/16	1/16	1/16	1/16	1/4
	P(Y=k)	25/48	13/48	7/48	1/16	1

$$E(X) = \frac{1}{4}(1+2+3+4) = \frac{5}{2}, \qquad E(Y) = \frac{25}{48} + 2 \cdot \frac{13}{48} + 3 \cdot \frac{7}{48} + 4 \cdot \frac{3}{48} = \frac{7}{4}$$

$$E(X+2Y) = E(X) + E(2Y) = \frac{5}{2} + 2 \cdot \frac{7}{4} = 6, \qquad Var(X+2Y) \neq Var(X) + Var(2Y)$$

\*

#### 随机变量和的期望等于期望的求和

$$\begin{split} E\left(X_{1} + X_{2}\right) &= \sum_{i} \sum_{j} (i+j) \cdot P\left(X_{1} = i, X_{2} = j\right) \\ &= \sum_{i} \sum_{j} i \cdot P\left(X_{1} = i, X_{2} = j\right) + \sum_{i} \sum_{j} j \cdot P\left(X_{1} = i, X_{2} = j\right) \\ &= \sum_{i} i \cdot \sum_{j} P\left(X_{1} = i, X_{2} = j\right) + \sum_{i} j \cdot \sum_{j} P\left(X_{1} = i, X_{2} = j\right) \\ &= \sum_{i} i \cdot P\left(X_{1} = i\right) + \sum_{i} j \cdot P\left(X_{2} = j\right) = E\left(X_{1}\right) + E\left(X_{2}\right) \end{split}$$

$$E(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + \cdots + E(X_n)$$

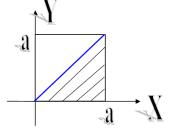
若
$$X_1, X_2, \dots, X_n$$
相互独立, $E(X_1X_2 \dots X_n) = E(X_1)E(X_2) \dots E(X_n)$ ,

若
$$X_1, X_2, \cdots, X_n$$
相互独立, $Var(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = Var(X_1) + Var(X_2) \cdots + Var(X_n)$ 

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 9.1.2 在长度为a 的线段上随机任取两点,求两点距离的期望与方差。

解: 设两个点到线段一个固定端点的距离分别为随机变量 X 与Y ,则 $\left( X,Y\right)$  的密度函数为



$$f_{XY}(x,y) = \begin{cases} 1/a^2, & 0 < x, y < a \\ 0, & \text{ #.e.} \end{cases}$$

$$E(|X-Y|) = \int_0^a \int_0^a |x-y| \cdot \frac{1}{a^2} dx dy = \int_0^a dx \int_0^x 2 \cdot (x-y) \cdot \frac{1}{a^2} dy = \frac{a}{3}$$

$$E(|X-Y|^2) = \int_0^a \int_0^a (x-y)^2 \cdot \frac{1}{a^2} dx dy = \frac{a^2}{6}, \quad Var(|X-Y|) = \frac{a^2}{18}$$

\*

# 9.2 协方差

多元随机变量更本质的方面是各分量之间的相互关系、相互作用,这方面最重要的数字特征是协方差与相关系数。

$$Cov(X,a) = 0$$
,  $Cov(X,Y) = Cov(Y,X)$ ,

$$Cov(c_1X + a, c_2Y + b) = c_1c_2 \cdot Cov(X,Y), \quad Cov(X + Y,Z) = Cov(X,Z) + Cov(Y,Z),$$

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$
, 若  $X,Y$  相互独立,  $Cov(X,Y) = 0$ 

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 9.2.1 从1,2,3,4中等可能地取 1 个数记为 X ,再从1,2,…,X 中等可能地取 1 个数记为 Y 。求 Cov(X,Y) 。

解: (X,Y)的联合与边缘分布列为

$X \setminus Y$	Y=1	Y = 2	Y = 3	Y = 4	P(X=i)
X = 1	1/4	0	0	0	1/4
X = 2	1/8	1/8	0	0	1/4
X = 3	1/12	1/12	1/12	0	1/4
X = 4	1/16	1/16	1/16	1/16	1/4
P(Y=k)	25/48	13/48	7/48	1/16	1

$$E(XY) == \frac{1}{4} \cdot 1 + \frac{1}{8} (2 \cdot 1 + 2 \cdot 2) + \frac{1}{12} (3 \cdot 1 + 3 \cdot 2 + 3 \cdot 3) + \frac{1}{16} (4 \cdot 1 + 4 \cdot 2 + 4 \cdot 3 + 4 \cdot 4) = 5$$

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = 5 - \frac{5}{2} \cdot \frac{7}{4} = \frac{5}{8} \circ$$

\*

例 9.2.2 设随机变量 
$$X \sim Ge(p)$$
 ( $0 ),  $Y = \begin{cases} 1, & X = 1 \\ 0, & X > 1 \end{cases}$ , 计算  $Cov(X,Y)$ 。$ 

解: 
$$E(X) = \frac{1}{p}$$
,  $E(Y) = 1 \cdot P(Y = 1) + 0 \cdot P(Y = 0) = 1 \cdot P(X = 1) = p$ 

$$E(XY) = E(E(XY|Y)) = P(Y=1) \cdot E(XY|Y=1) + P(Y=0) \cdot E(XY|Y=0)$$
$$= P(Y=1) \cdot E(XY|Y=1) = P(X=1) \cdot E(X|X=1) = p,$$

$$Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = p - \frac{1}{p} \cdot p = p - 1$$

补充: 其中 X,Y 乘积的期望也可以直接观察得到,只有 X=1, Y=1 时,X,Y 的联合概率非零,  $E(XY)=1\cdot 1\cdot P(X=1,Y=1)=P(X=1)=p$  。

\*

### 随机变量和的方差公式

$$Var(X+Y) = E[(X+Y)^{2}] - E(X+Y)^{2}$$

$$= E(X^{2}) + 2 \cdot E(XY) + E(Y^{2}) - [E(X)^{2} + 2 \cdot E(X)E(Y) + E(Y)^{2}]$$

$$= E(X^{2}) - E(X)^{2} + E(Y^{2}) - E(Y)^{2} + 2 \cdot [E(XY) - E(X)E(Y)]$$

$$= Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X,Y)$$

$$Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y) \pm 2Cov(X,Y)$$

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

随机变量
$$(X,Y)$$
的协方差 $Cov(X,Y) = E[(X-E(X))(Y-E(Y))]$ 

若(X,Y)的取值,当 X > E(X) 时, Y > E(Y) 的可能性较大;当 X < E(X) 时, Y < E(Y) 的可能性较大,则 Cov(X,Y) > 0;

 $\dot{E}(X,Y)$ 的取值,当X>E(X)时,Y>E(Y)和Y<E(Y)的可能性差不多;当X<E(X)时,Y>E(Y)和Y<E(Y)的可能性差不多,则Cov(X,Y)会比较接近于 0。

例如本节的例 1, X 越大则 Y 取到比较大的值的可能性也越大,它们是正相关的关系,计算得协方差也为正数,等于8分之5;例 2,当 X 等于1 时 Y 等于0,当 X 大于1 时,Y 的取值为 0, X, Y 的变化趋势相反,它们是负相关的关系,协方差等于 p-1,是负数。但是,随机变量 X,Y 的协方差的大小还不足以充分地反映 X,Y 之间的相关程度,因为若将 X,Y 同时放大 10 倍,变为 10 X 和 10 Y,它们的协方差增大了 100 倍,但是它们实际的相关程度并没有发生变化,所以我们还需要引入更细致、更合理的刻画随机变量之间相关性的指标。就是相关系数。

\*

# 9.3 相关系数

相关系数 二元随机变量(X,Y),  $Var(X)\cdot Var(Y)>0$ , 则 X,Y 的相关系数定义为

$$Corr(X,Y) = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)} \cdot \sqrt{Var(Y)}} = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y},$$

将随机变量做方差为 1 的标准化:  $Var\left(\frac{X}{\sigma_x}\right) = 1$ ,  $Var\left(\frac{Y}{\sigma_y}\right) = 1$ ,

相关系数是将随机变量做方差为 1 的标准化后的协方差,  $Corr(X,Y) = Cov\left(\frac{X}{\sigma_{Y}}, \frac{Y}{\sigma_{Y}}\right)$ 

性质:  $-1 \le Corr(X,Y) \le 1$ 。

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

定理:  $[Cov(X,Y)]^2 \leq Var(X) \cdot Var(Y) = \sigma_X^2 \cdot \sigma_Y^2$ 

证明:对任意参数  $t \in \mathbb{R}$ ,  $Var(tX+Y) = Var(X) \cdot t^2 + 2Cov(X,Y) \cdot t + Var(Y) \ge 0$ 

二次函数  $ax^2 + bx + c \ge 0$ , 则其根的判别式  $b^2 - 4ac \le 0$ ,

所以,上述关于t的二次函数的判别式小于等于0,

$$\left\lceil 2Cov(X,Y)\right\rceil^2 - 4Var(X) \cdot Var(Y) \le 0 , \quad \mathbb{R}^p$$

$$[Cov(X,Y)]^2 \leq Var(X) \cdot Var(Y) = \sigma_X^2 \cdot \sigma_Y^2$$

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

### 相关系数的绝对值不会大于1

$$\left[ Cov(X,Y) \right]^{2} \leq Var(X) \cdot Var(Y) = \sigma_{X}^{2} \cdot \sigma_{Y}^{2} \implies \left| \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_{X} \cdot \sigma_{Y}} \right| \leq 1$$

$$\Rightarrow |Corr(X,Y)| = \left| \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)} \cdot \sqrt{Var(Y)}} \right| = \left| \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} \right| \le 1$$

$$\Rightarrow -1 \leq Corr(X,Y) \leq 1$$

$$Corr(X,Y) > 0$$
 正相关,  $Corr(X,Y) < 0$  负相关,  $Corr(X,Y) = 0$  不相关。

\*

### 相关系数的性质

(1) 
$$Corr(X,a) = 0$$
, (2)  $Corr(X,Y) = Corr(Y,X)$ ,

(3) 
$$Corr(c_1X + a, c_2Y + b) = \begin{cases} Corr(X,Y), & c_1c_2 > 0 \\ -Corr(X,Y), & c_1c_2 < 0, \\ 0, & c_1c_2 = 0 \end{cases}$$

$$Corr(c_{1}X + a, c_{2}Y + b) = \frac{Cov(c_{1}X + a, c_{2}Y + b)}{\sqrt{Var(c_{1}X + a)} \cdot \sqrt{Var(c_{2}Y + b)}}$$

$$= \frac{c_{1} \cdot c_{2} \cdot Cov(X, Y)}{|c_{1} \cdot c_{2}| \cdot \sqrt{Var(X)} \cdot \sqrt{Var(Y)}} = \frac{c_{1} \cdot c_{2}}{|c_{1} \cdot c_{2}|} Corr(X, Y)$$

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 9.3.1 随机变量  $X \sim U[0,1]$ , 若  $Y = X^2$ , 试求 Corr(X,Y)。

解: 由均匀分布的数学期望与方差的结论知  $E(X) = \frac{1}{2}$ ,  $Var(X) = \frac{1}{12}$ 

$$\mathbb{L} E(X^n) = \int_0^1 x^n dx = \frac{1}{n+1}.$$

所以 
$$E(Y) = E(X^2) = \frac{1}{3}$$
,  $E(Y^2) = E(X^4) = \frac{1}{5}$ ,

于是 
$$Var(Y) = E(Y^2) - (E(Y))^2 = \frac{1}{5} - \frac{1}{9} = \frac{4}{45}$$

$$Corr(X,Y) = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}} = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}} = \frac{E(X^3) - E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X^3) - E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X^3) - E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)}{\sqrt{Var(X)}} = \frac{E(X)E(X)}{\sqrt{Var(X$$

$$=\frac{\frac{1}{4}-\frac{1}{2}\times\frac{1}{3}}{\sqrt{\frac{1}{12}\times\sqrt{\frac{4}{45}}}}=\frac{\sqrt{15}}{4}\approx0.968.$$

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 9.3.2 计算二维随机变量  $(X,Y) \sim N(\mu_1,\mu_2,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$  的相关系数 Corr(X,Y) 。

解: 考虑(X,Y)的联合密度函数,

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

若令 $X_1 = X - \mu_1$ ,  $Y_1 = Y - \mu_2$ , 则 $\left(X_1, Y_1\right)$ 的联合密度函数为

$$f(x_1, y_1) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{\frac{-1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{x_1^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{x_1y_2}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{y_2^2}{\sigma_2^2}\right]\right\}$$

所以 $(X_1,Y_1) \sim N(0,0,\sigma_1^2,\sigma_2^2,\rho)$ ,根据例 8.4.2,有 $E(X_1Y_1) = \rho\sigma_1\sigma_2$ 。

$$Cov(X_1,Y_1) = E(X_1Y_1) - E(X_1)E(Y_1) = \rho\sigma_1\sigma_2$$
,

$$Corr\left(X,Y\right) = Corr\left(X - \mu_1, Y - \mu_2\right) = Corr\left(X_1, Y_1\right) = \frac{Cov\left(X_1, Y_1\right)}{\sqrt{Cov\left(X_1\right)} \cdot \sqrt{Cov\left(Y_1\right)}} = \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1\sigma_2} = \rho_{\circ}$$

所以,二维正态分布的 5 个参数都有明确的概率意义, $\mu_1,\mu_2$  为 X,Y 的期望, $\sigma_1^2,\sigma_2^2$  为 X,Y 的方差,而  $\rho$  则为 X,Y 的相关系数。

\*

### 9.4 相关与独立

#### 相关与独立

随机变量 X,Y 独立时, Cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(X)E(Y) - E(X)E(Y) = 0

随机变量X,Y独立  $\Rightarrow X,Y$  不相关

随机变量 X,Y 不相关  $\Rightarrow$  X,Y 相互独立

\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*\*

例 9.4.1 把一枚均匀硬币抛掷三次,设X 为三次抛掷中正面出现的次数,而Y 为正面出现的次数与反面出现的次数之差的绝对值。试求X 与Y 的联合分布律以及X 与Y 的相关系数,并判断X 与Y 是否独立?

解: X 可能取值为 0.1.2.3. 而Y 的可能取值为 1.3. 且

$$P(X = 0, Y = 3) = \frac{1}{8}, \quad P(X = 1, Y = 1) = \frac{3}{8}, \quad P(X = 2, Y = 1) = \frac{3}{8}, \quad P(X = 3, Y = 3) = \frac{1}{8},$$

其余的均为 0, 因此, X 与 Y 联合分布律和边缘分布律为:

$Y \setminus X$	0	1	2	3	P(Y=y)
1	0	3/8	3/8	0	3/4
3	1/8	0	0	1/8	1/4
P(X=x)	1/8	3/8	3/8	1/8	1

从而

$$E(X) = 0 \times \frac{1}{8} + 1 \times \frac{3}{8} + 2 \times \frac{3}{8} + 3 \times \frac{1}{8} = \frac{3}{2}, \quad E(X^2) = 0^2 \times \frac{1}{8} + 1^2 \times \frac{3}{8} + 2^2 \times \frac{3}{8} + 3^2 \times \frac{1}{8} = 3,$$

$$Var(X) = E(X^{2}) - E(X)^{2} = 3 - \left(\frac{3}{2}\right)^{2} = \frac{3}{4}$$

$$E(Y) = 1 \times \frac{6}{8} + 3 \times \frac{2}{8} = \frac{3}{2}$$
,  $E(Y^2) = 1^2 \times \frac{6}{8} + 3^2 \times \frac{2}{8} = 3$ ,

$$Var(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2 = 3 - (\frac{3}{2})^2 = \frac{3}{4}$$

析 
$$E(XY) = 1 \times 1 \times \frac{3}{8} + 2 \times 1 \times \frac{3}{8} + 0 \times 3 \times \frac{1}{8} + 3 \times 3 \times \frac{1}{8} = \frac{9}{4}$$
。

故
$$Corr(X,Y) = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{Var(X) \cdot Var(Y)}} = \frac{\frac{9}{4} - \frac{3}{2} \times \frac{3}{2}}{\sqrt{\frac{3}{4} \times \frac{3}{4}}} = 0$$
,即 $X$ 与 $Y$ 不相关。

又由于
$$0 = P(X = 0, Y = 1) \neq P(X = 0)P(Y = 1) = \frac{1}{8} \times \frac{6}{8}$$
, 所以 $X$ 与 $Y$ 不独立。

\*

例 9.4.2 考虑  $X \sim N(0,1)$ 与  $Y = X^2$  的相关性和独立性。

解:显然X,Y不独立 (思考:对不独立的关系是否有直观上的理解),

利用概率定义验证: (X,Y) 的联合密度函数  $f(x,y) = \begin{cases} \varphi(x), & x \in R, y = x^2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 

抛物线  $y = x^2$  以外的点 (x,y), 联合密度 f(x,y)=0;

而 X,Y 的边缘密度  $f_x(x)$  和  $f_y(y)$  均不为 0, 对抛物线  $y=x^2$  以外的点

 $f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ 均不成立、所以X,Y不独立。

$$Cov(X,Y) = Cov(X,X^2) = E(X^3) - E(X)E(X^2) = 0$$
,  $X,Y$  不相关。

\*

 $X \sim N(0,1)$  和  $Y = X^2$ , X,Y 不相关, 但它们显然具有很强的关联。

实际上,相关系数反映的是随见变量之间在线性关系意义下的相关程度。

定理:  $Corr(X,Y)=\pm 1$  的充要条件是X,Y 之间几乎处处有线性关系,即存在常数 a,b ,使得P(Y=aX+b)=1 。

所以也称(线性)相关系数,不相关指的是不存在线性相关的关系,相关系数并不能 有效地表达非线性的相关关系。

\*

定理:  $Corr(X,Y)=\pm 1$  的充要条件是 X,Y 之间几乎处处有线性关系,即存在常数 a,b ,使得 P(Y=aX+b)=1 。

充分性 
$$Y = aX + b \Rightarrow Var(Y) = a^2Var(X) \Rightarrow \sigma_Y = |a| \cdot \sigma_X$$

$$Y = aX + b \Rightarrow Cov(X,Y) = a \cdot Cov(X,X) = a \cdot Var(X) = a \cdot \sigma_X^2$$

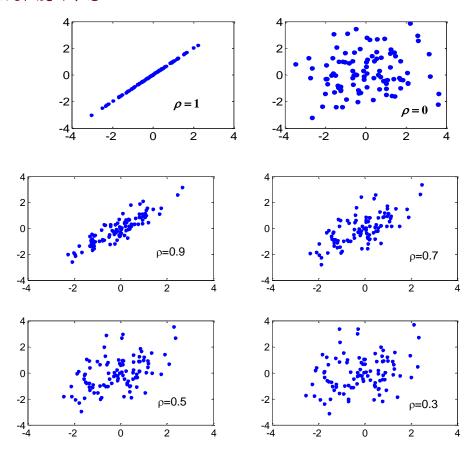
$$Corr(X,Y) = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = \frac{a \cdot \sigma_X^2}{|a| \cdot \sigma_X^2} = \frac{a}{|a|} = \pm 1$$

必要性 
$$Var\left(\frac{X}{\sigma_X} \pm \frac{Y}{\sigma_Y}\right) = Var\left(\frac{X}{\sigma_X}\right) + Var\left(\frac{Y}{\sigma_Y}\right) \pm 2Cov\left(\frac{X}{\sigma_X}, \frac{Y}{\sigma_Y}\right) = 2(1 \pm Corr(X, Y))$$

$$Corr(X,Y) = \pm 1 \Rightarrow Var\left(\frac{X}{\sigma_X} \mp \frac{Y}{\sigma_Y}\right) = 0 \Rightarrow P\left(\frac{X}{\sigma_X} \mp \frac{Y}{\sigma_Y} = c\right) = 1$$

\*

### 不同相关程度的示意



\*