

第四章 随机变量的数字特征





3、方差的性质

性质 1 设 C 是常数, 则有 $D(C) = 0$ 。

性质 2 $D(aX + b) = a^2 D(X)$

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

$$\begin{aligned} D(aX + b) &= E[aX + b - E(aX + b)]^2 = E[aX - aE(X)]^2 \\ &= a^2 E[X - E(X)]^2 = a^2 D(X) \end{aligned}$$

性质 3 设 X, Y 相互独立, $D(X), D(Y)$ 存在, 则 $D(X \pm Y) = DX + DY$ 。

证明

$$\begin{aligned} D(X \pm Y) &= E\{[(X \pm Y) - E(X \pm Y)]^2\} = E\{[X - E(X)] \pm [Y - E(Y)]\}^2 \\ &= E[X - E(X)]^2 \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} + E[Y - E(Y)]^2 \\ &= DX \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} + DY \end{aligned}$$

中间项

$$\begin{aligned} 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} &= 2E[XY - XE(Y) - YE(X) + E(X)E(Y)] \\ &= 2[E(XY) - E(X)E(Y) - E(Y)E(X) + E(X)E(Y)] = 2[E(XY) - E(X)E(Y)] \end{aligned}$$

X, Y 相互独立, 该项为0。



3、方差的性质

推广： 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立且各自的方差都存在，则：

$$D(X_1 \pm X_2 \pm \dots \pm X_n) = DX_1 + DX_2 + \dots + DX_n$$

利用性质求： $X \sim B(n, p)$ 时的 $D(X)$ 。

设 $X_i = \begin{cases} 1 & \text{如第} i \text{次试验成功} \\ 0 & \text{如第} i \text{次试验失败} \end{cases} \quad i=1, 2, \dots, n$

$X = \sum_{i=1}^n X_i$, X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布

$$D(X) = D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n D(X_i) = nD(X_1) = np(1-p)$$

X_1	0	1	$E(X_1) = p$	$E(X_1^2) = 1^2 \cdot p = p$
P	$1-p$	p	$D(X_1) = p - p^2 = p(1-p)$	



3、方差的性质

例1: $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) (i=1, 2, \dots, n)$ 且它们相互独立。

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \text{ 求 } E(\bar{X}), D(\bar{X})$$

解

$$E(\bar{X}) = E\left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \frac{1}{n} \cdot n\mu = \mu$$

$$D(\bar{X}) = D\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D(X_i) = \frac{1}{n^2} n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

\bar{X} 仍服从正态分布, 即: $\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$

对称中心未变, 方差变小。顶点变高。



	$E(X)$	$D(X)$
0-1分布	p	$p(1-p)$
二项分布	np	$np(1-p)$
泊松分布	λ	λ
均匀分布	$(a+b)/2$	$(b-a)^2/12$
指数分布	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$
正态分布	μ	σ^2



4、标准差 $\sigma = \sqrt{D(X)}$

取 $Y = \frac{X - E(X)}{\sigma}$, $E(Y) = 0$, $D(Y) = 1$ 。 Y 称为随机变量 X 的标准化随机变量。

目的： 为了消除由于计量单位的不同而给随机变量带来的影响。
正态分布标准化后成为标准正态分布。

5、矩

矩与期望、方差有密切的联系。

$g_1(X) = X^k$, $g_2(X) = [X - E(X)]^k$, 求这两个函数的期望。

$E(X^k)$	—— k 阶原点矩	$>$ 数
$E[X - E(X)]^k$	—— k 阶中心矩	



4.3 协方差和相关系数

1、协方差

定义1 设 X, Y 是随机变量, 若 $E[(X - EX)(Y - EY)]$ 存在, 则

称它为 X 与 Y 的协方差, 记作 $Cov(X, Y)$, 即:

$$Cov(X, Y) = E[(X - EX)(Y - EY)] = E(XY) - E(X)E(Y)$$

由方差的性质3: $D(X + Y) = E[X + Y - E(X + Y)]^2$

$$\begin{aligned} &= E[X - E(X)]^2 + 2E[X - E(X)][Y - E(Y)] + E[Y - E(Y)]^2 \\ &= D(X) + D(Y) + 2Cov(X, Y) \end{aligned}$$

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

若 $Y=X$, $Cov(X, X) = D(X)$ 。协方差是方差的一种推广,
一半与 X 有关, 一半与 Y 有关, 反映 X 与 Y 之间的某种联系。

若从矩的关系看, 就是混合矩

$$E(X^m Y^n)$$

混合原点矩 $m+n$ 阶

$$E\{[X - E(X)]^m [Y - E(Y)]^n\}$$

混合中心矩 $m+n$ 阶



2、协方差的性质

性质1 $Cov(aX + b, cY + d) = acCov(X, Y)$ 其中 a, b, c, d 为常数。

证明

$$\begin{aligned} Cov(aX + b, cY + d) &= E \left\{ [aX + b - E(aX + b)][cY + d - E(cY + d)] \right\} \\ &= E \left\{ a[X - E(X)]c[Y - E(Y)] \right\} \\ &= acCov(X, Y) \end{aligned}$$

性质2 $Cov(X_1 + X_2, Y) = Cov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y)$

请自行证明



3、相关系数

定义 若 $D(X) > 0, D(Y) > 0$, 则称 $\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{DX} \sqrt{DY}}$ 为 X 和 Y 的相关系数。

若令: $X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}, Y^* = \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{D(Y)}}$ 分别为 X, Y 相应的标准化随机变量,

则 $\rho_{XY} = Cov(X^*, Y^*)$ 。

$\rho_{XY} = 0$ 时, 称 X 与 Y 不相关。



例 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。

解
$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E[(X - EX)(Y - EY)] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) f(x, y) dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) \\ &\quad \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\frac{(x - \mu_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho\frac{(x - \mu_1)(y - \mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y - \mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]\right\} dx dy \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_1)(y - \mu_2) \\ &\quad \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1} - \rho\frac{y - \mu_2}{\sigma_2}\right)^2 - \frac{1}{2}\left(\frac{y - \mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right\} dx dy \\ \text{令 } u &= \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}}\left(\frac{x - \mu_1}{\sigma_1} - \rho\frac{y - \mu_2}{\sigma_2}\right), v = \frac{y - \mu_2}{\sigma_2} \end{aligned}$$



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

$$\text{令 } u = \frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} - \rho \frac{y-\mu_2}{\sigma_2} \right), v = \frac{y-\mu_2}{\sigma_2}$$

$$\begin{aligned} \text{原式} &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma_2 v e^{-\frac{v^2}{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \sigma_1 \left(\sqrt{1-\rho^2} u + \rho v \right) e^{-\frac{u^2}{2}} du \\ &= \frac{\sigma_1\sigma_2}{2\pi} \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} v e^{-\frac{v^2}{2}} dv \int_{-\infty}^{\infty} \sqrt{1-\rho^2} u e^{-\frac{u^2}{2}} du + \int_{-\infty}^{\infty} \rho v^2 e^{-\frac{v^2}{2}} dv \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du \right\} \\ &= \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} v^2 e^{-\frac{v^2}{2}} dv \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du \\ &= \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{2\pi} \sqrt{2\pi} \sqrt{2\pi} \\ &= \rho\sigma_1\sigma_2 \end{aligned}$$

$$\text{故 } \rho_{XY} = \frac{\text{Cov}(X,Y)}{\sqrt{DX}\sqrt{DY}} = \frac{\rho\sigma_1\sigma_2}{\sigma_1\sigma_2} = \rho$$

4、独立和不相关

相关系数 ρ_{XY} 是刻画随机变量 X 、 Y 之间**线性相关程度**的一个数字特征。

回顾：二维正态分布证明过：随机变量 X 、 Y 相互独立 $\Leftrightarrow \rho_{XY}=0$

即对于二维正态分布，独立和不相关等价。那么对于更一般情况呢？

定理 1 若随机变量 X 、 Y 相互独立，则 $Cov(X,Y)=0$ ，即 X 、 Y 不相关，但反之不成立。

证明 若随机变量 X 、 Y 相互独立，则：

$$\begin{aligned} Cov(X,Y) &= E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\} = E[X - E(X)]E[Y - E(Y)] \\ &= [E(X) - E(X)][E(Y) - E(Y)] = 0 \quad \text{不相关} \end{aligned}$$

$$Cov(X,Y)=0 \Rightarrow E(XY) - E(X)E(Y) = 0 \Rightarrow E(XY) = E(X)E(Y)$$

不独立



例1 设 X, Y 在单位圆盘上服从均匀分布, 即 $f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

在第三章中已知该例 X, Y 的边缘概率密度求得分别为:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}, & |x| \leq 1 \\ 0, & |x| > 1 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, & |y| \leq 1 \\ 0, & |y| > 1 \end{cases}$$

显然 $f(x, y) \neq f_X(x)f_Y(y)$, 故 X, Y 不相互独立。

现讨论 X 与 Y 的相关性。

解

$$\therefore EY = EX = \int_{-1}^1 x \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2} dx = 0$$

$$E(XY) = \iint_{x^2+y^2 \leq 1} xy \frac{1}{\pi} dx dy = \frac{1}{\pi} \int_{-1}^1 x dx \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} y dy = 0$$

$$\therefore \text{Cov}(X, Y) = E(XY) - EXEY = 0,$$

$$\text{即 } \rho_{XY} = 0$$

故 X, Y 是不相关的。



设 X, Y 是方差均大于零的随机变量, 则

(1) X, Y 不相关 $\Leftrightarrow \text{cov}(X, Y) = 0$;

(2) X, Y 不相关 $\Leftrightarrow D(X \pm Y) = DX + DY$;

(3) X, Y 不相关 $\Leftrightarrow E(XY) = EX \cdot EY$;

什么叫 X, Y 不相关?

x, y 线性不相关, 随机变量 x, y 不是没有关系, 而是没有严格的线性关系。



例 设 $X \sim U(-\pi, \pi), Y = \cos X$

解

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{1}{2\pi} I_{(-\pi, \pi)}(x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} x dx = 0$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos x \frac{1}{2\pi} I_{(-\pi, \pi)}(x) dx = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \cos x dx = 0$$

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) = E(X \cos X) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} x \cos x dx = 0$$

所以 X 、 Y 不相关，但明显 X 与 Y 之间存在着非线性的关系。



定理 2 $Cov^2(X,Y) \leq D(X)D(Y)$ 即 $|\rho| \leq 1$

若等号成立 $\Leftrightarrow X$ 与 Y 之间存在严格的线性关系

如 $Y = a + bX$

$\rho_{XY} = 1$ 存在常数 $b > 0$, 使 $Y = a + bX$

$\rho_{XY} = -1$ 存在常数 $b < 0$, 使 $Y = a + bX$

$\rho_{XY} = 0$ 无线性关系

$\rho_{XY} \neq 0$, $|\rho_{XY}| \neq 1$ X 与 Y 有相关关系, 但不能严格确定。

$0 < \rho_{XY} < 1$ X 与 Y 正相关

$-1 < \rho_{XY} < 0$ X 与 Y 负相关

$|\rho_{XY}|$ 的值越接近于1, Y 与 X 的线性相关程度越高;

$|\rho_{XY}|$ 的值越接近于0, Y 与 X 的线性相关程度越弱。