

—— 概率论与数理统计 ——

第四章. 随机变量的数字特征

—— 2021 年 2 月 24 日 ——

■ 统计与数学学院 ■ 王官杰

第一节

数学期望

第二节

方差

第三节

协方差与相关系数

第四节

矩 协方差矩阵

第五节

二维正态分布

概念引入：某服装公司生产两种套装，一种是大众装，每件价格200元，每月生产 1 万件；另一种是高档装，每件1800元，每月生产100件。现在问该公司生产的套装平均价格是多少？

概念引入：某服装公司生产两种套装，一种是大众装，每件价格200元，每月生产 1 万件；另一种是高档装，每件1800元，每月生产100件。现在问该公司生产的套装平均价格是多少？

.....216

离散型随机变量的期望

定义 1 设离散型随机变量 X 的分布律为

$$P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 1, 2, \dots.$$

若级数

$$\sum_k x_k p_k$$

绝对收敛，则称其和为随机变量 X 的数学期望，记为 $E(X)$ 。

离散型随机变量的期望

两点分布	$X \sim B(1, p)$	$E(X) = p$
二项分布	$X \sim B(n, p)$	$E(X) = np$
泊松分布	$X \sim P(\lambda)$	$E(X) = \lambda$

离散型随机变量的期望

例2 某种产品次品率为0.1。检验员每天检验 4 次，每次随机抽取10件产品进行检验，如发现次品数大于 1，就调整设备。若各件产品是否为次品是相互独立的，求一天中调整设备次数的期望。

例子 美国波士顿的“Cash WinFall”彩票，每注价格为 2 美元，从 1 – 46 中选择 6 个不重复号码。在连续多期无人中头奖时的派奖规则如下：

- 2个号码和开奖号码相同，奖金2美元。
- 3个号码和开奖号码相同，奖金50美元。
- 4个号码和开奖号码相同，奖金1500美元。
- 5个号码和开奖号码相同，奖金40000美元。
- 6个号码和开奖号码相同，奖金200万美元。

求购买每注彩票所得奖金 X 的数学期望 $E(X)$ 。

彩票号码与开奖号码相同的个数为 k 的概率等于

$$p_k = \frac{C_6^k C_{40}^{6-k}}{C_{46}^6}, \quad k = 0, 1, \dots, 6.$$

彩票号码与开奖号码相同的个数为 k 的概率等于

$$p_k = \frac{C_6^k C_{40}^{6-k}}{C_{46}^6}, \quad k = 0, 1, \dots, 6.$$

k	X	P
0 or 1	0	0.831
2	2	0.146
3	50	0.0211
4	1500	0.001249
5	40000	0.00002562
6	2000000	0.0000001068

k	X	P
0 or 1	0	0.831
2	2	0.146
3	50	0.0211
4	1500	0.001249
5	40000	0.00002562
6	2000000	0.0000001068

k	X	P
0 or 1	0	0.831
2	2	0.146
3	50	0.0211
4	1500	0.001249
5	40000	0.00002562
6	2000000	0.0000001068

每注彩票所得奖金 X 的数学期望

$$\begin{aligned}
 E(X) &= 2p_2 + 50p_3 + 1500p_4 + 40000p_5 + 2000000p_6 \\
 &= 0.292 + 1.055 + 1.8735 + 1.0248 + 0.2134 \\
 &= 4.4587.
 \end{aligned}$$

连续型随机变量的期望

定义 3 设连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$ ，若积分

$$\int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx$$

绝对收敛，则称此积分为随机变量 X 的**数学期望**，记为 $E(X)$ 。

例 4 设随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}, \quad x \in \mathbb{R},$$

求 X 的数学期望 $E(X)$ 。

解： 因为 $xf(x)$ 是奇函数，所以 $E(X) = 0$ 。

连续型随机变量的期望

均匀分布	$X \sim U[a, b]$	$E(X) = \frac{a+b}{2}$
指数分布	$X \sim EP(\lambda)$	$E(X) = \frac{1}{\lambda}$
正态分布	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$	$E(X) = \mu$

二维随机变量的数学期望

对二维随机变量 (X, Y) , 定义它们的数学期望为

$$E(X, Y) = (E(X), E(Y))$$

设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为

$$P(X = x, Y = y) = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots,$$

则

$$E(X) = \sum_{i=1}^{+\infty} x_i p_{i\cdot} = \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^{+\infty} x_i p_{ij},$$

$$E(Y) = \sum_{j=1}^{+\infty} y_j p_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^{+\infty} y_j p_{ij}.$$

二维随机变量的数学期望

设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} xf_X(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x, y)dxdy,$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} yf_Y(y)dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} yf(x, y)dxdy.$$

问题：设随机变量 X 的分布已知，在实际问题中有时需要计算的量并非 X 的期望，而是 X 的某个函数 $Y = g(X)$ 的期望。如何根据 X 的分布计算 $E(Y)$ ？

问题：设随机变量 X 的分布已知，在实际问题中有时需要计算的量并非 X 的期望，而是 X 的某个函数 $Y = g(X)$ 的期望。如何根据 X 的分布计算 $E(Y)$ ？

直观思路：根据 X 的分布算出 Y 的分布，然后利用定义计算 $E(Y)$ 。但求 Y 的分布的计算一般很麻烦。

随机变量函数的数学期望

定理 设 X 为随机变量, $Y = g(X)$, 则

1 若 X 为离散型随机变量, 分布律为

$$P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 1, 2, \dots$$

则

$$E(Y) = \sum_k g(x_k)p_k.$$

随机变量函数的数学期望

定理 设 X 为随机变量, $Y = g(X)$, 则

1 若 X 为离散型随机变量, 分布律为

$$P\{X = x_k\} = p_k, \quad k = 1, 2, \dots$$

则

$$E(Y) = \sum_k g(x_k)p_k.$$

2 若 X 为连续型随机变量, 概率密度为 $f(x)$, 则

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x)f(x) dx.$$

随机变量函数的数学期望

例 5 设随机变量 X 的概率分布为

X	1	2	3
P	0.2	0.1	0.7

求随机变量函数 $Y = X^2$ 的期望。

随机变量函数的数学期望

例 5 设随机变量 X 的概率分布为

X	1	2	3
P	0.2	0.1	0.7

求随机变量函数 $Y = X^2$ 的期望。

例 6 设随机变量 X 在区间 $[0, \pi]$ 上服从均匀分布，求随机变量函数 $Y = \sin X$ 的数学期望。

随机变量函数的数学期望

例 7 设随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 求 $E(X^2)$ 。

随机向量函数的数学期望

定理 设 (X, Y) 为随机向量, $Z = g(X, Y)$, 则

1 若 (X, Y) 为离散型随机向量, 概率分布为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

则

$$E(Z) = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}.$$

随机向量函数的数学期望

定理 设 (X, Y) 为随机向量, $Z = g(X, Y)$, 则

1 若 (X, Y) 为离散型随机向量, 概率分布为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots$$

则

$$E(Z) = \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) p_{ij}.$$

2 若 (X, Y) 为连续型随机向量, 概率密度为 $f(x, y)$, 则

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy.$$

数学期望的性质

设 X, X_1, X_2, \dots, X_n 为随机变量, c, k 为常数, 则有

1 $E(c) = c;$

2 $E(kX) = kE(X);$

3 $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2);$

数学期望的性质

设 X, X_1, X_2, \dots, X_n 为随机变量, c, k 为常数, 则有

1 $E(c) = c;$

2 $E(kX) = kE(X);$

3 $E(X_1 + X_2) = E(X_1) + E(X_2);$

推论: $E\left(\sum_{k=1}^n X_k\right) = \sum_{k=1}^n E(X_k)。$

4 若 X_1, X_2 相互独立, 则有

$$E(X_1X_2) = E(X_1)E(X_2).$$

4 若 X_1, X_2 相互独立, 则有

$$E(X_1 X_2) = E(X_1)E(X_2).$$

推论: 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则有

$$E\left(\prod_{k=1}^n X_k\right) = \prod_{k=1}^n E(X_k)$$

4 若 X_1, X_2 相互独立, 则有

$$E(X_1 X_2) = E(X_1)E(X_2).$$

推论: 若 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立, 则有

$$E\left(\prod_{k=1}^n X_k\right) = \prod_{k=1}^n E(X_k)$$

注: 如果没有相互独立这一条件, 上式一般不成立!

例子 设在某试验中事件A的概率为 p ，将该试验独立地进行 n 次。记 X 为 n 次试验中事件A发生的总次数， X_i 为第 i 次试验中事件A发生的次数，则

$X \sim B(n, p)$, $X_i \sim B(1, p)$, $i = 1, 2, \dots, n$, 且

$$X = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

故

$$E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n) = np.$$

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中，设每个球落入各个盒子是等可能的，求有球的盒子数 X 的期望。

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中，设每个球落入各个盒子是等可能的，求有球的盒子数 X 的期望。

解： 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个盒子中有球;} \\ 0, & \text{第}i\text{个盒子中无球。} \end{cases}$

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中，设每个球落入各个盒子是等可能的，求有球的盒子数 X 的期望。

解： 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个盒子中有球;} \\ 0, & \text{第}i\text{个盒子中无球。} \end{cases}$ 则有 $X = X_1 + \cdots + X_M$ 。

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中，设每个球落入各个盒子是等可能的，求有球的盒子数 X 的期望。

解： 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个盒子中有球;} \\ 0, & \text{第}i\text{个盒子中无球。} \end{cases}$ 则有 $X = X_1 + \cdots + X_M$ 。于是 $E(X) = E(X_1) + \cdots + E(X_M)$ 。

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中, 设每个球落入各个盒子是等可能的, 求有球的盒子数 X 的期望。

解: 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第} i \text{个盒子中有球;} \\ 0, & \text{第} i \text{个盒子中无球。} \end{cases}$ 则有 $X = X_1 + \cdots +$

X_M 。于是 $E(X) = E(X_1) + \cdots + E(X_M)$ 。

$$P\{X_i = 0\} = \left(1 - \frac{1}{M}\right)^n,$$

$$P\{X_i = 1\} = 1 - \left(1 - \frac{1}{M}\right)^n,$$

例 8 将 n 个球放入 M 个盒子中, 设每个球落入各个盒子是等可能的, 求有球的盒子数 X 的期望。

解: 令 $X_i = \begin{cases} 1, & \text{第} i \text{个盒子中有球;} \\ 0, & \text{第} i \text{个盒子中无球。} \end{cases}$ 则有 $X = X_1 + \cdots +$

X_M 。于是 $E(X) = E(X_1) + \cdots + E(X_M)$ 。

$$P\{X_i = 0\} = \left(1 - \frac{1}{M}\right)^n,$$

$$P\{X_i = 1\} = 1 - \left(1 - \frac{1}{M}\right)^n,$$

$$\text{从而 } E(X) = M \cdot E(X_i) = M \left[1 - \left(1 - \frac{1}{M}\right)^n\right].$$

第一节

数学期望

第二节

方差

第三节

协方差与相关系数

第四节

矩 协方差矩阵

第五节

二维正态分布

在实际问题中，仅靠期望值不能完善地说明随机变量的分布特征。我们常常需要知道分布相对于期望值的离散程度。

在实际问题中，仅靠期望值不能完善地说明随机变量的分布特征。我们常常需要知道分布相对于期望值的离散程度。

定义 9 设 X 是一随机变量，若 $[X - E(X)]^2$ 的期望存在，则称该期望为 X 的方差 (Variance)，记为 $\text{Var}(X)$ (或 $D(X)$)，即

$$\text{Var}(X) := E[X - E(X)]^2.$$

称 $\sqrt{\text{Var}(X)}$ 为 X 的标准差 (Standard deviation)，记为 $\sigma(X)$ 。

方差刻画了随机变量的取值相对于其数学期望的偏离程度。

1 若 X 的取值比较分散，则方差较大；

2 若 X 的取值比较集中，则方差较小；

特别地， $\text{Var}(X) = 0$ 当且仅当 X 取某个常数的概率为1。

方差的常用计算公式： $\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$.

方差的性质

设 X 、 Y 为随机变量， a 、 b 、 c 为常数，则有

$$1 \quad \text{Var}(c) = 0$$

方差的性质

设 X 、 Y 为随机变量， a 、 b 、 c 为常数，则有

1 $\text{Var}(c) = 0$

2 $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$

方差的性质

设 X 、 Y 为随机变量， a 、 b 、 c 为常数，则有

1 $\text{Var}(c) = 0$

2 $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$

3 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$

特别地，若 X 和 Y 相互独立，则有

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

方差的性质

设 X 、 Y 为随机变量， a 、 b 、 c 为常数，则有

1 $\text{Var}(c) = 0$

2 $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$

3 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$

特别地，若 X 和 Y 相互独立，则有

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

4 $\text{Var}(X) = 0$ 的充要条件是 X 以概率1取常数 c ，即

$$P\{X = c\} = 1.$$

方差的性质

设 X 、 Y 为随机变量， a 、 b 、 c 为常数，则有

1 $\text{Var}(c) = 0$

2 $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$

3 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$

特别地，若 X 和 Y 相互独立，则有

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

4 $\text{Var}(X) = 0$ 的充要条件是 X 以概率1取常数 c ，即

$$P\{X = c\} = 1.$$

例 10 连续掷两次骰子，用随机变量 X 表示两次的点数之和，求 $\text{Var}(X)$.

例 11 设随机变量 X 的期望和方差分别为 $E(X)$ 和 $\text{Var}(X)$,
且 $\text{Var}(X) > 0$, 求

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}$$

的期望和方差。

例 11 设随机变量 X 的期望和方差分别为 $E(X)$ 和 $\text{Var}(X)$, 且 $\text{Var}(X) > 0$, 求

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}$$

的期望和方差。

通常将 $X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}$ 称为 X 的**标准化的随机变量**。

常用随机变量的方差

随机变量	X	$E(X)$	$\text{Var}(X)$
两点分布	$B(1, p)$	p	$p(1 - p)$
二项分布	$B(n, p)$	np	$np(1 - p)$
泊松分布	$P(\lambda)$	λ	λ
均匀分布	$U[a, b]$	$(a + b)/2$	$(b - a)^2/12$
指数分布	$EP(\lambda)$	$1/\lambda$	$1/\lambda^2$
正态分布	$N(\mu, \sigma^2)$	μ	σ^2

例 12 一台设备由三个部件构成，在设备运转中各部件需要调整的概率分别为 0.01, 0.02, 0.03。设各部件的状态相互独立，用 X 表示同时需要调整的部件数，求 X 的期望和方差。

例 12 一台设备由三个部件构成，在设备运转中各部件需要调整的概率分别为 0.01, 0.02, 0.03。设各部件的状态相互独立，用 X 表示同时需要调整的部件数，求 X 的期望和方差。

解： $X = X_1 + X_2 + X_3$ ，其中 $X_i \sim B(1, p_i)$ ，求得 $E(X) = 0.06$ ， $\text{Var}(X) = 0.0586$ 。

切比雪夫不等式

定理 设随机变量 X 有期望和方差, 则对于任给的 $\varepsilon > 0$, 有

$$P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2},$$

即

$$P(|X - E(X)| < \varepsilon) \geq 1 - \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}.$$

第一节

数学期望

第二节

方差

第三节

协方差与相关系数

第四节

矩 协方差矩阵

第五节

二维正态分布

对于二维随机向量 (X, Y) ，除了其分量 X 和 Y 的期望与方差外，还有一些数字特征，用以刻画 X 与 Y 之间的相关程度，其中最主要的就是下面要讨论的协方差和相关系数。

定义 13 定义：对于二维随机向量 (X, Y) ，称

$$\text{Cov}(X, Y) := E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

为 X 与 Y 的**协方差**(Covariance)。

定义 13 定义：对于二维随机向量 (X, Y) ，称

$$\text{Cov}(X, Y) := E\{[X - E(X)][Y - E(Y)]\}$$

为 X 与 Y 的**协方差**(Covariance)。

由定义直接可得：任意随机变量与其自身的协方差就是该随机变量的方差，即

$$\text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X).$$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$

2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y);$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

- 1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$
- 2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y);$
- 3 $\text{Cov}(X, Y + Z) = \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(X, Z);$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

- 1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$
- 2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y);$
- 3 $\text{Cov}(X, Y + Z) = \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(X, Z);$
- 4 $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y);$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

- 1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$
- 2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y);$
- 3 $\text{Cov}(X, Y + Z) = \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(X, Z);$
- 4 $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y);$
- 5 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)。$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

- 1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X);$
- 2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y);$
- 3 $\text{Cov}(X, Y + Z) = \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(X, Z);$
- 4 $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y);$
- 5 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)。$

协方差的性质

设 X, Y, Z 为随机变量, a, b, c, d 为常数, 则有

- 1 $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$;
- 2 $\text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac \text{Cov}(X, Y)$;
- 3 $\text{Cov}(X, Y + Z) = \text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(X, Z)$;
- 4 $\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$;
- 5 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)$ 。

推论 两随机变量相互独立, 则协方差等于零; 反之未必成立。

协方差的性质

性质 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)$

协方差的性质

性质 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)$

证明.

等式右边各项为

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$$

$$\text{Var}(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2$$

$$2 \text{Cov}(X, Y) = 2E(XY) - 2E(X) \cdot E(Y)$$

协方差的性质

性质 $\text{Var}(X \pm Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2 \text{Cov}(X, Y)$

证明.

等式右边各项为

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$$

$$\text{Var}(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2$$

$$2 \text{Cov}(X, Y) = 2E(XY) - 2E(X) \cdot E(Y)$$

而等式左边为

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

比较等式两边可知等式成立。

练习 1 假设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布为

$X \backslash Y$	Y		
	0	1	2
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
1	0	$\frac{1}{3}$	0
2	$\frac{1}{12}$	0	$\frac{1}{12}$

求 $\text{Cov}(X, Y)$ 。

练习 1 假设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布为

$X \backslash Y$	Y		
	0	1	2
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
1	0	$\frac{1}{3}$	0
2	$\frac{1}{12}$	0	$\frac{1}{12}$

求 $\text{Cov}(X - Y, Y)$ 。

$$\text{Cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \frac{2}{3} - \frac{2}{3} \cdot 1 = 0,$$

$$\text{Var}(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2 = \frac{5}{3} - 1 = \frac{2}{3},$$

$$\text{Cov}(X - Y, Y) = \text{Cov}(X, Y) - \text{Var}(Y) = -\frac{2}{3}.$$

定义 对于二维随机变量 (X, Y) ，如果两个变量的方差都不为零，称

$$\rho_{X,Y} := \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}}$$

为 X 与 Y 的**相关系数**(Correlation)，也可以记为 $\rho(X, Y)$ 。

令

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sqrt{\text{Var}(X)}}, \quad Y^* = \frac{Y - E(Y)}{\sqrt{\text{Var}(Y)}}$$

称 X^*, Y^* 分别为 X, Y 的**标准化随机变量**，易知

$$E(X^*) = 0, \text{Var} X^* = 1, E(Y^*) = 0, \text{Var} Y^* = 1,$$

$$\rho_{X,Y} = \text{Cov}(X^*, Y^*) = E(X^* Y^*)$$

性质 相关系数表示随机变量之间的线性相关程度：

1 $|\rho_{X,Y}| \leq 1$ 。

2 $|\rho_{X,Y}| = 1$ 当且仅当 $P\{Y = aX + b\} = 1$ 。

性质 相互独立 \implies 不相关；反之未必成立。

相关系数

$X \backslash Y$	1	2	3	4
4	a	0	0	a
3	0	a	a	0
2	0	a	a	0
1	a	0	0	a

$$\rho = 0$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4
4	0	0	0	c
3	0	c	0	0
2	0	0	c	0
1	c	0	0	0

$$\rho = 0.8$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4
4	0	0	0	c
3	0	0	c	0
2	0	c	0	0
1	c	0	0	0

$$\rho = 1$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4
4	c	0	0	0
3	0	0	c	0
2	0	c	0	0
1	0	0	0	c

$$\rho = -0.8$$

$X \backslash Y$	1	2	3	4
4	c	0	0	0
3	0	c	0	0
2	0	0	c	0
1	0	0	0	c

$$\rho = -1$$

例 14 设 (X, Y) 服从 $D = \{(x, y) : x^2 + y^2 \leq 1\}$ 上的均匀分布, 即概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

求 $\rho_{X,Y}$ 。

例 14 设 (X, Y) 服从 $D = \{(x, y) : x^2 + y^2 \leq 1\}$ 上的均匀分布, 即概率密度函数为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & x^2 + y^2 \leq 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

求 $\rho_{X,Y}$ 。

注记 在这个例子中, X 和 Y 不相关, 但是两者不是相互独立的。

由协方差的性质及相关系数与协方差的关系可得：

$$\begin{aligned} & \text{Var}(X \pm Y) \\ &= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2\rho_{X,Y} \sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}. \end{aligned}$$

由协方差的性质及相关系数与协方差的关系可得：

$$\begin{aligned} & \text{Var}(X \pm Y) \\ &= \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) \pm 2\rho_{X,Y} \sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(Y)}. \end{aligned}$$

例 15 已知随机变量 X 和 Y 的方差分别为1和4，相关系数为 -0.5 ，求 $\text{Var}(X + Y)$ 和 $\text{Var}(X - Y)$ 。

例 16 (投资风险组合) 设有1百万用于投资甲、乙两种证券：若将资金 t 投资于甲证券，将资金 $1 - t$ 投资于乙证券，则称 $(t, 1 - t)$ 为一个**投资组合**。

例 16 (投资风险组合) 设有1百万用于投资甲、乙两种证券：若将资金 t 投资于甲证券，将资金 $1 - t$ 投资于乙证券，则称 $(t, 1 - t)$ 为一个**投资组合**。

用随机变量 X 和 Y 分别表示投资甲、乙证券的收益率。已知 X 和 Y 的期望（代表**平均收益**）分别为 μ_1 和 μ_2 ，方差（代表**风险**）分别为 σ_1^2 和 σ_2^2 ，相关系数为 ρ 。

例 16 (投资风险组合) 设有1百万用于投资甲、乙两种证券：若将资金 t 投资于甲证券，将资金 $1 - t$ 投资于乙证券，则称 $(t, 1 - t)$ 为一个**投资组合**。

用随机变量 X 和 Y 分别表示投资甲、乙证券的收益率。已知 X 和 Y 的期望（代表**平均收益**）分别为 μ_1 和 μ_2 ，方差（代表**风险**）分别为 σ_1^2 和 σ_2^2 ，相关系数为 ρ 。

- 1 求投资组合的平均收益和风险。
- 2 求投资风险最小的投资组合。

例 16 (投资风险组合) 设有1百万用于投资甲、乙两种证券：若将资金 t 投资于甲证券，将资金 $1 - t$ 投资于乙证券，则称 $(t, 1 - t)$ 为一个**投资组合**。

用随机变量 X 和 Y 分别表示投资甲、乙证券的收益率。已知 X 和 Y 的期望（代表**平均收益**）分别为 μ_1 和 μ_2 ，方差（代表**风险**）分别为 σ_1^2 和 σ_2^2 ，相关系数为 ρ 。

1 求投资组合的平均收益和风险。

2 求投资风险最小的投资组合。

在第二问中假设 $\sigma_1^2 = 0.25$ 、 $\sigma_2^2 = 0.49$ 、 $\rho = 0.6$ 。

投资组合的收益 $Z = tX + (1 - t)Y$ ，则平均收益为

$$E(Z) = t\mu_1 + (1 - t)\mu_2,$$

投资风险为

$$\begin{aligned}\text{Var}(Z) &= \text{Var}(tX + (1 - t)Y) \\ &= t^2 \text{Var}(X) + (1 - t)^2 \text{Var}(Y) + 2t(1 - t) \text{Cov}(X, Y) \\ &= t^2 \sigma_1^2 + (1 - t)^2 \sigma_2^2 + 2t(1 - t)\rho\sigma_1\sigma_2\end{aligned}$$

当 $t = 87.5\%$ 时，函数有最小值，此时风险最小。

第一节

数学期望

第二节

方差

第三节

协方差与相关系数

第四节

矩 协方差矩阵

第五节

二维正态分布

定义：对随机变量 X 与正整数 k ,

- 1 称 $E(X^k)$ 为 X 的 k 阶原点矩,
- 2 称 $E[(X - EX)^k]$ 为 X 的 k 阶中心矩。

例：

- 1 期望 $E(X)$ 为 X 的一阶原点矩,
- 2 方差 $\text{Var}(X)$ 为 X 的二阶中心矩。

协方差矩阵

定义：对二维随机向量 (X, Y) ，称矩阵

$$B = \begin{pmatrix} \text{Cov}(X, X) & \text{Cov}(X, Y) \\ \text{Cov}(Y, X) & \text{Cov}(Y, Y) \end{pmatrix}$$

为 (X, Y) 的协方差矩阵。

例：设 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ ，则 (X, Y) 的协方差矩阵为

$$B = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}.$$

协方差矩阵

定义：设 $\vec{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 为 n 维随机向量，称矩阵

$$B = (\text{Cov}(X_i, X_j))_{n \times n}$$

为 \vec{X} 的协方差矩阵。

性质：协方差阵为对称的半正定矩阵。

第一节

数学期望

第二节

方差

第三节

协方差与相关系数

第四节

矩 协方差矩阵

第五节

二维正态分布

二维正态分布

定义 设二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为

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

其中 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ 都是常数, 且 $\sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, -\infty < \mu_1, \mu_2 < +\infty, -1 < \rho < 1$, 我们称 (X, Y) 服从参数为 $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho$ 的二维正态分布, 记为:

$$(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho).$$

二维正态分布

可以证明：参数 μ_1, μ_2 是随机变量 X 和 Y 的数学期望，参数 σ_1, σ_2 分别是它们的标准差， ρ 是它们的相关系数。

证明.

首先计算随机变量 X 的边缘概率密度：

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-u(x,y)} dy$$

其中

$$\begin{aligned} u(x,y) &= \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} - \frac{\rho(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2} \right] \\ &= \frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2} + \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right]^2 \end{aligned}$$

二维正态分布

置换积分变量 $\frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right] = t$ 得到

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi\sigma_1} e^{\frac{-(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{\frac{-(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}$$

由对称性得 $f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{\frac{-(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}$

故二维正态分布的两个边缘分布都是正态分布，且有

$$\mu_1 = E(X), \mu_2 = E(Y), \sigma_1 = \sqrt{\text{Var}(X)}, \sigma_2 = \sqrt{\text{Var}(Y)}.$$

二维正态分布

可以证明,参数 ρ 是随机变量 X 与 Y 的数学期望

$$\rho_{XY} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \cdot \frac{y-\mu_2}{\sigma_2} e^{-u(x,y)} dx dy$$

化为二次积分, 得

$$\rho_{XY} = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{x-\mu_1}{\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma_1^2}} I(x) dx$$

其中

$$I(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{y-\mu_2}{\sigma_2} e^{-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right]^2} dy$$

二维正态分布

设 $\frac{1}{\sqrt{1-\rho^2}} \left[\frac{y-\mu_2}{\sigma_2} - \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right] = t$, 则得

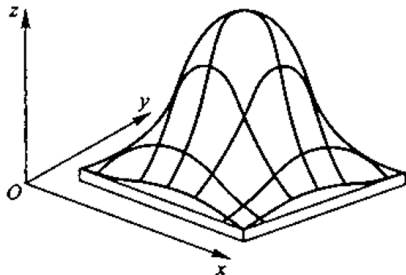
$$\begin{aligned} I(x) &= \sigma_2 \sqrt{1-\rho^2} \int_{-\infty}^{+\infty} \left[t \sqrt{1-\rho^2} + \frac{\rho(x-\mu_1)}{\sigma_1} \right] e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\ &= \sigma_2 (1-\rho^2) \int_{-\infty}^{+\infty} t e^{-\frac{t^2}{2}} dt + \frac{\rho \sigma_2 (x-\mu_1)}{\sigma_1} \sqrt{1-\rho^2} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\ &= \frac{\rho \sigma_2 (x-\mu_1)}{\sigma_1} \sqrt{2\pi(1-\rho^2)} \end{aligned}$$

$$\rho_{XY} = \frac{\rho}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} \right)^2 e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} dx$$

二维正态分布

设 $\frac{x-\mu_1}{\sigma_1} = t$, 则得 $\rho_{XY} = \frac{\rho}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} t^2 e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \rho$

二维正态分布曲面图所示



二维正态分布

当相关系数 $\rho = 0$ 时

$$\begin{aligned} f(x, y) &= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{(x-\mu_1)^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right]} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}} = f_X(x)f_Y(y) \end{aligned}$$

注记 对于二维正态随机向量 (X, Y) , X 与 Y 相互独立的充分必要条件是 $\rho_{X,Y} = 0$ 。

n 元正态分布*

定义：以以下函数为密度的分布称为 n 元正态分布，简记为 $N(\vec{\mu}, B)$

$$\varphi(\vec{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} |B|^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (\vec{x} - \vec{\mu})^T B^{-1} (\vec{x} - \vec{\mu}) \right\},$$

其中 B 为 n 阶正定矩阵，

$$\vec{x} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}, \quad \vec{\mu} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{pmatrix}.$$

n 元正态分布*

n 元正态分布的性质：若 $\vec{X} \sim N(\vec{\mu}, B)$ ，则

- \vec{X} 的各分量的边缘分布为

$$X_i \sim N(\mu_i, b_{ii}), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

其中 b_{ii} 为 B 的第 i 行第 i 列的元素；

- \vec{X} 的协方差矩阵为 B 。