

## 第一章 概率论专题

### §1.3 连续型随机变量的变换及变换后的分布

#### 1. 二重积分的换元积分法

#### 2. 二维连续型随机变量的变换及变换后的分布

#### 3. 正态随机变量的非奇线性变换

4. 设  $X$ 、 $Y$ 、 $Z$  相互独立且都服从  $N(0,1)$  分布，试用变换法论述  $\frac{1}{3}(X+Y+Z)$  的分布密度。

提示：设 
$$\begin{cases} U = \frac{1}{3}(X+Y+Z) \\ V = X \\ W = Y, \end{cases} \quad \begin{cases} u = \frac{1}{3}(x+y+z) \\ v = x \\ w = y, \end{cases}$$

$$C = \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}, \text{ 则 } |C| = \frac{1}{3}, \text{ } C \text{ 为非奇线性变换矩阵,}$$

当  $X$ 、 $Y$ 、 $Z$  服从正态分布时， $U$  也服从正态分布。

$$E(U) = E\left[\frac{1}{3}(X+Y+Z)\right] = 0, \text{ 又由于 } X、Y、Z \text{ 相互独立,}$$

$$D(U) = D\left[\frac{1}{3}(X+Y+Z)\right] = \frac{1}{3},$$

因此  $\frac{1}{3}(X+Y+Z)$  的分布为  $N(0, \frac{1}{3})$ ，它的分布密度为

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\frac{1}{3}}} \cdot \exp\left(-\frac{u^2}{2\left(\frac{1}{3}\right)}\right)。$$

#### 4. 标准正态随机变量的正交变换

当常数  $c_{11}$ 、 $c_{12}$ 、 $c_{21}$ 、 $c_{22}$  使  $C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}$  为正交矩阵，

即  $C' = C^{-1}$ ， $CC' = I$ ， $|C| = |C'| = c_{11}c_{22} - c_{12}c_{21} = \pm 1$  时，

称  $\begin{cases} u = c_{11}x + c_{12}y \\ v = c_{21}x + c_{22}y \end{cases}$  为正交变换。

以下证明：当  $X$  与  $Y$  相互独立且都服从标准正态分布时，经过正交变换  $\begin{cases} U = c_{11}X + c_{12}Y \\ V = c_{21}X + c_{22}Y \end{cases}$  所得到的  $U$  与  $V$  也相互独立且都服从标准正态分布。

证明：设  $\begin{cases} u = c_{11}x + c_{12}y \\ v = c_{21}x + c_{22}y \end{cases}$ ， $C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix}$ ，则

$C$  为正交矩阵且  $\begin{pmatrix} U \\ V \end{pmatrix} = C \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix}$ ， $\begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} = C \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}$ ，

$\begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = C' \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix}$ ， $\begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} = C' \begin{pmatrix} U \\ V \end{pmatrix}$ ， $J(u, v) = |C'| = \pm 1$ 。

**证明（1）用变换法的公式：**

先写出  $(X, Y)$  的分布密度

$$p(x, y) = \frac{1}{2\pi} \cdot \exp\left(-\frac{x^2 + y^2}{2}\right)，$$

$$\text{由于 } x^2 + y^2 = \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix}' C C' \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} = u^2 + v^2,$$

且当  $D$  为  $xoy$  平面,  $(x, y) \in D$ ,  $D^*$  为  $uov$  平面,  
 $(u, v) \in D^*$  时,  $(x, y)$  与  $(u, v)$  一一对应,

$$p^*(u, v) = \frac{1}{2\pi} \cdot \exp\left(-\frac{u^2 + v^2}{2}\right) \cdot 1,$$

因此, 经过正交变换  $\begin{cases} U = c_{11}X + c_{12}Y \\ V = c_{21}X + c_{22}Y \end{cases}$  所得到的  $U$

与  $V$  的联合分布为  $N(0, 0, 1, 1, 0)$ , 边缘分布则同为  $N(0, 1)$ , 根据联合分布中的第五个参数  $\rho = 0$  可以判定它们相互独立。

**证明 (2) 用非奇线性变换的结论:**

先计算  $EU$ 、 $EV$  及  $Cov(U, V)$ 。

根据  $EX=0$ ,  $EY=0$  及

$$\begin{pmatrix} EU \\ EV \end{pmatrix} = C \begin{pmatrix} EX \\ EY \end{pmatrix}, \text{ 得到 } EU=0, EV=0.$$

由于正交变换也是非奇线性变换, 因此, 经过正交变换后, 当  $D$  为  $xoy$  平面,  $(x, y) \in D$ ,  $D^*$  为  $uov$  平面,  $(u, v) \in D^*$  时,  $(x, y)$  与  $(u, v)$  一一对应, 根据  $(X, Y)$  的分

布密度  $p(x, y) = (2\pi)^{-1} |Cov(X, Y)|^{-\frac{1}{2}}$

$$\cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix}' [Cov(X, Y)]^{-1} \begin{pmatrix} x \\ y \end{pmatrix} \right\}$$

可以得到(U,V)的分布密度

$$p^*(u,v) = (2\pi)^{-1} |\text{Cov}((U,V))|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix}' [\text{Cov}(U,V)]^{-1} \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} \right\},$$

这说明(U,V)也服从二维正态分布。

又由于 X 与 Y 相互独立且都服从标准正态分布，

$\text{Cov}(X,Y)=I$ ，因此

$$\text{Cov}(U,V) = C \cdot \text{Cov}(X,Y) \cdot C' = C \cdot I \cdot C' = I。$$

U 与 V 也相互独立且都服从标准正态分布。

以上结论及方法也适用于多维正态分布，即：

当  $X_1、X_2、\cdots、X_n$  相互独立且都服从标准正态分布时，经过正交变换

$$\begin{cases} Y_1 = c_{11}X_1 + c_{12}X_2 + \cdots + c_{1n}X_n \\ Y_2 = c_{21}X_1 + c_{22}X_2 + \cdots + c_{2n}X_n \\ \vdots \\ Y_n = c_{n1}X_1 + c_{n2}X_2 + \cdots + c_{nn}X_n, \end{cases}$$

所得到的  $Y_1、Y_2、\cdots、Y_n$  也相互独立且都服从标准正态分布。

证明时先写出  $X_1、X_2、\cdots、X_n$  的联合分布密度

$$p(x_1, x_2, \dots, x_n) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^n \cdot \exp \left( -\frac{x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2}{2} \right).$$

设  $y_i = \sum_j c_{ij} x_j$  ( $i$  与  $j=1$  至  $n$ ), 则  $C=(c_{ij})_{n \times n}$  为正交矩阵,

$$\text{由} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = C \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \text{解出} \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = C' \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad J(y_1, y_2, \dots, y_n) = \pm 1,$$

$$x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_n^2 = \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}' C C' \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = y_1^2 + y_2^2 + \dots + y_n^2$$

且当  $D$  为  $n$  维  $x$  空间,  $(x_1, x_2, \dots, x_n) \in D$ ,

$D^*$  为  $n$  维  $y$  空间,  $(y_1, y_2, \dots, y_n) \in D^*$  时,

$(x_1, x_2, \dots, x_n)$  与  $(y_1, y_2, \dots, y_n) \in D^*$  一一对应,

$$p(y_1, y_2, \dots, y_n) = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \right)^n \cdot \exp \left( -\frac{y_1^2 + y_2^2 + \dots + y_n^2}{2} \right).$$

因此, 当  $X_1, X_2, \dots, X_n$  相互独立且都服从标准正态分布时, 经过正交变换

$$\begin{cases} Y_1 = c_{11}X_1 + c_{12}X_2 + \dots + c_{1n}X_n \\ Y_2 = c_{21}X_1 + c_{22}X_2 + \dots + c_{2n}X_n \\ \vdots \\ Y_n = c_{n1}X_1 + c_{n2}X_2 + \dots + c_{nn}X_n, \end{cases}$$

所得到的  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  也相互独立且都服从标准

正态分布。

**例 3.8** 设  $X_1, X_2$  相互独立且都服从  $N(\mu, \sigma^2)$  分布，  
试论述  $\bar{X} = \frac{1}{2}(X_1 + X_2)$  与  $SSX = \sum_i (X_i - \bar{X})^2$  看起来不相互独立，实质上是相互独立的。

解：论述中将用到标准正态随机变量作正交变换的结果。设  $Y_1 = \frac{X_1 - \mu}{\sigma}$ ,  $Y_2 = \frac{X_2 - \mu}{\sigma}$ ，则  $Y_1$  与  $Y_2$  相互独立且都服从标准正态分布。

作正交变换  $\begin{cases} Z_1 = c_{11}Y_1 + c_{12}Y_2 \\ Z_2 = \frac{1}{\sqrt{2}}Y_1 + \frac{1}{\sqrt{2}}Y_2, \end{cases}$  则  $Z_1$  与  $Z_2$  相互独立

且都服从标准正态分布。

$$\text{考虑到 } \bar{Y} = \frac{1}{2}(Y_1 + Y_2) = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} = \frac{1}{\sqrt{2}}Z_2,$$

$$SSY = \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i \left( \frac{X_i - \mu}{\sigma} - \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right)^2 = \sum_i \left( \frac{X_i - \bar{X}}{\sigma} \right)^2 = \frac{SSX}{\sigma^2},$$

$$\begin{aligned} SSY &= \frac{SSX}{\sigma^2} = \sum_i (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum_i (Y_i^2 - 2\bar{Y}Y_i + \bar{Y}^2) \\ &= \sum_i Y_i^2 - 2\bar{Y} \sum_i Y_i + \sum_i \bar{Y}^2 = \sum_i Y_i^2 - 2\bar{Y}^2 = \sum_i Z_i^2 - Z_2^2 = Z_1^2, \end{aligned}$$

因此， $SSY$  与  $Z_2$  相互独立，也就是  $SSY$  与  $\bar{Y}$  相互独立， $SSY$  与  $\bar{X}$  相互独立。