

第三章 多维随机变量及其分布





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

如果对于任意固定的 y , 有 $f_Y(y) > 0$, 则称

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}, \quad -\infty < x < \infty$$

为在 $Y=y$ 条件下随机变量 X 的条件概率密度

如果对于任意固定的 x , 有 $f_X(x) > 0$, 则称

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}, \quad -\infty < y < \infty$$

为在 $X=x$ 条件下随机变量 Y 的条件概率密度。



例3: 设二维随机变量 (X, Y) 在区域 G 上服从均匀分布, 其中 G 是由 $x - y = 0$, $x + y = 2$ 与 $y = 0$ 所围成的三角形区域。

试求: (1) (X, Y) 关于 X 的边缘概率密度 $f_X(x)$; (2) 条件概率密度 $f_{X|Y}(x | y)$ 。

解: (1) 由题设知 (X, Y) 的联合概率密度为:

$$f(x, y) = \begin{cases} 1, & (x, y) \in G \\ 0, & (x, y) \notin G \end{cases} \quad f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^x dy = x, & 0 < x < 1 \\ \int_0^{2-x} dy = 2 - x, & 1 \leq x < 2 \\ 0, & \text{Others} \end{cases}$$

$$(2) \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \int_y^{2-y} dx = 2(1 - y), & 0 < y < 1 \\ 0, & \text{Others} \end{cases}$$

$\forall 0 < y < 1$, $f_Y(y) > 0$, X 的条件概率密度为:

$$f_{X|Y}(x | y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{1}{2(1 - y)}, & y \leq x \leq 2 - y \\ 0, & \text{Others} \end{cases}$$



3.4 随机变量的独立性

X 、 Y 独立是指与随机变量 X 有关的任一事件的发生与否和随机变量 Y 有关的任一事件发生无关。

随机变量独立性的定义：

设二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数为 $F(x, y)$ ，边缘分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ ，如果 $F(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$ ， $x, y \in \mathbb{R}$ ，则称随机变量 X 和 Y 相互独立。

——分布函数

从定义可以看出，随机变量 X 和 Y 相互独立等价于： $\forall x, y \in \mathbb{R}$ ，随机事件 $\{X \leq x\}$ 与 $\{Y \leq y\}$ 相互独立，即： $P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)P(Y \leq y)$ ， $x, y \in \mathbb{R}$ 。

随机变量独立性的定义:

定理1: 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$ 及边缘概率密度 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 是除有限点之外的连续函数, 则 X 与 Y 相互独立的**充要条件**是:

$$f(x, y) = f_X(x) f_Y(y), \quad x, y \in \mathbb{R}$$

——概率密度

定理2: 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为 $P(X=x_i, Y=y_j) = p_{ij} (i, j=1, 2, \dots)$, 边缘分布律分别为 $p_{i\cdot}$ 和 $p_{\cdot j}$, 则 X 与 Y 相互独立的**充要条件**是:

$$p_{ij} = p_{i\cdot} p_{\cdot j}, \quad i, j=1, 2, \dots$$

——分布律

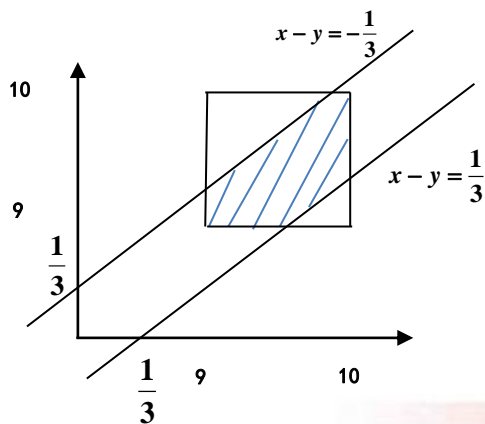
例1: 两人约定9:00-10:00之间在公园门口见面，先到者等待二十分钟后离开，问两人能见面的概率。

解: 设 X : 第一个人到达公园门口的时间; Y : 第二个人到达公园门口的时间

则: $X \sim U(9,10)$ $Y \sim U(9,10)$ 且 X, Y 独立。问题转化为求 $P(|X - Y| \leq \frac{1}{3})$

$$f_X(x) = I_{(9,10)}(x) \quad f_Y(y) = I_{(9,10)}(y) \quad f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

$$P(|X - Y| \leq \frac{1}{3}) = \iint_{|X-Y| \leq \frac{1}{3}} I_{(9,10)}(y) I_{(9,10)}(x) dx dy$$



即为求阴影部分面积: $= 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{5}{9}$



例2: X, Y 相互独立, $X \sim N(0,1)$, Y 的分布律为 $P(Y=0)=P(Y=1)=\frac{1}{2}$,
求 $P(X+Y \leq \frac{1}{2})$ 。

解: 由全概率公式:

$$\begin{aligned} P(X+Y \leq \frac{1}{2}) &= P(X+Y \leq \frac{1}{2} | Y=0)P(Y=0) + P(X+Y \leq \frac{1}{2} | Y=1)P(Y=1) \\ &= \frac{1}{2}P(X+Y \leq \frac{1}{2} | Y=0) + \frac{1}{2}P(X+Y \leq \frac{1}{2} | Y=1) \end{aligned}$$

由于 X 与 Y 相互独立

$$\text{原式} = \frac{1}{2}P(X \leq \frac{1}{2}) + \frac{1}{2}P(X \leq -\frac{1}{2}) = \frac{1}{2} \left[\Phi(\frac{1}{2}) + \Phi(-\frac{1}{2}) \right] = \frac{1}{2}$$



若 X, Y 独立: $P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) P(Y \leq y)$

$$P(a \leq X \leq b, c \leq Y \leq d) = P(a \leq X \leq b) P(c \leq Y \leq d)$$

$$F(x, y) = F_X(x) F_Y(y) \quad f(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$$

独立性的判断:

一般步骤: 联合密度/分布律 \longrightarrow 边缘密度/分布律

$$\text{判断: } f(x, y) \stackrel{?}{=} f_X(x) f_Y(y) \quad p_{ij} \stackrel{?}{=} p_{i \cdot} p_{\cdot j}$$

$$(X, Y) \sim f(x, y), \quad X, Y \text{ 独立} \Leftrightarrow f(x, y) = g_1(x) g_2(y)$$

此时必存在实数 a, b , 使 $a g_1(x) = f_X(x), b g_2(y) = f_Y(y)$

即, 是否独立在于判断概率密度能否分离变量。



独立性的判断:

若 (X, Y) 服从矩形 $(0, 1) \times (0, 1)$ 上的均匀分布, X, Y 是否独立?

$f(x, y) = I_{(0,1) \times (0,1)}(x, y) = I_{(0,1)}(x)I_{(0,1)}(y)$, 所以 X, Y 独立。

若 $(X, Y) \sim f(x, y) = \frac{1}{\pi} I_{x^2+y^2 \leq 1}(x, y)$ (单位圆内的均匀分布), X, Y 是否独立?

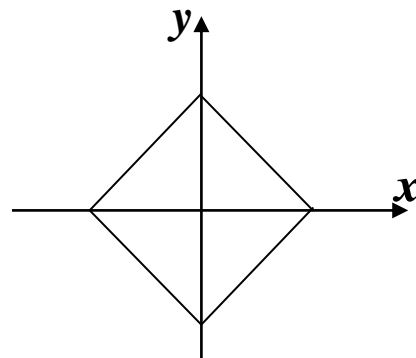
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy = \frac{1}{\pi} \int_{x^2+y^2 \leq 1} dy = \frac{1}{\pi} \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} dy = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}, \quad x \in (-1, 1)$$

同理: $f_Y(y) = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-y^2}, \quad y \in (-1, 1)$

$$f_X(x)f_Y(y) \neq f(x, y)$$

故 X, Y 不独立。

若 (X, Y) 满足如图正方形的均匀分布, X, Y 是否独立?





独立性的判断:

例1 设二维离散型随机变量 X, Y 的分布律分别为

X	-1	0	1
p	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

Y	1	0
p	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

且 $P(XY=0)=1$, 问 X, Y 是否相互独立?

解: 由于 $P(XY=0)=1$, 因此 $P(X = -1, Y = 1) = P(X = 1, Y = 1) = 0$

从而, (X, Y) 的联合分布律有如下结构:

由联合分布律和边缘分布律关系得:

$\begin{matrix} Y \\ X \end{matrix}$	0	1	$p_{i\cdot}$
-1	p_{11}	0	$\frac{1}{4}$
0	p_{21}	p_{22}	$\frac{1}{2}$
1	p_{31}	0	$\frac{1}{4}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1

$\begin{matrix} Y \\ X \end{matrix}$	0	1	$p_{i\cdot}$
-1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$
1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
$p_{\cdot j}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1

由于 $P(X = -1, Y = 1) = 0 \neq \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} = P(X = -1)P(Y = 1)$, 因此, X, Y 不相互独立



独立性的判断:

简单判断二维随机变量 X 与 Y 不独立的方法:

若 (X, Y) 为离散型随机变量, 当联合分布律中至少有一个 $p_{ij}=0$ 时, X, Y 肯定不独立。

若 (X, Y) 为连续型随机变量, G 不为矩形形式 $(a \leq x \leq b), (c \leq y \leq d)$, X, Y 肯定不独立。



独立性的判断:

定理 设二维正态随机变量 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则 X, Y 相互独立的充要条件是 $\rho = 0$ 。

证明 设 $(X, Y) \sim N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$, 则 (X, Y) 的联合概率密度及边缘概率密度分别为

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

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} e^{-\frac{(x-\mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}, \quad -\infty < x < +\infty$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} e^{-\frac{(y-\mu_2)^2}{2\sigma_2^2}}, \quad -\infty < y < +\infty$$



独立性的判断:

充分性: 设 $\rho=0$, 则 (X, Y) 的联合概率密度为

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

故 X, Y 相互独立.

必要性: 设 X, Y 相互独立, 则 $f(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$, $x, y \in R$

特别的, 取 $x = \mu_1$, $y = \mu_2$, 得 $f(\mu_1, \mu_2) = f_X(\mu_1)f_Y(\mu_2)$

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

故 $\rho = 0$ 。

推广至 n 维随机变量 ($n \geq 2$)

设 E 是一个随机试验, 样本空间 $\Omega = \{e\}$; $X_1 = X_1(e), X_2 = X_2(e), \dots, X_n = X_n(e)$ 是定义在 Ω 上的随机变量, n 维向量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 称 **n 维随机变量或 n 维随机向量**

n 维随机变量的联合分布函数

对于任意实数 n 个实数 x_1, x_2, \dots, x_n 有 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 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布函数**

n 维离散型随机变量的联合分布律

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 所有可能取值为 $i_j = 1, 2, \dots$

$$(x_{1i_1}, x_{2i_2}, \dots, x_{ni_n})$$

$$P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n}) \quad j = 1, 2, \dots, n$$

称 **n 维离散型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布律**

n 维连续型随机变量的联合概率密度

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 , 有

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

称其为 **n 维连续型随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合概率密度**



边缘分布

(X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布函数 $F(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 已知, 则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的 k ($1 \leq k \leq n$) 维边缘分布函数就随之确定

例如边缘分布函数

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

$$F_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = F(x_1, x_2, +\infty, \dots, +\infty)$$

其边缘分布律

$$P(X_1 = x_{1i_1}) = \sum_{i_2, i_3, \dots, i_n} P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n})$$

$$P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}) = \sum_{i_3, i_4, \dots, i_n} P(X_1 = x_{1i_1}, X_2 = x_{2i_2}, \dots, X_n = x_{ni_n})$$

其边缘概率密度

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

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_3 dx_4 \dots dx_n$$



相互独立

若对于所有 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 相互独立

若对于所有 $x_1, x_2, \dots, x_m; y_1, y_2, \dots, y_n$ 有

$$\begin{aligned} F(x_1, x_2, \dots, x_m, y_1, y_2, \dots, y_n) \\ = F_1(x_1, x_2, \dots, x_m)F_2(y_1, y_2, \dots, y_n) \end{aligned}$$

其中 F_1 、 F_2 、 F 依次为随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_m) 、 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 、 $(X_1, X_2, \dots, X_m, Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 的联合分布函数

则称 (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立

定理1

设 (X_1, X_2, \dots, X_m) 与 (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) 相互独立, 则 $X_i (i=1, 2, \dots, m)$ 与 $Y_j (j=1, 2, \dots, n)$ 相互独立
设 $h(x_1, x_2, \dots, x_m)$ 与 $g(y_1, y_2, \dots, y_n)$ 是连续函数, 则 $h(X_1, X_2, \dots, X_m)$ 与 $g(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ 相互独立

定理2

设 X_1, X_2, \dots, X_m 相互独立, 将其分成任意 k 个没有相同随机变量的不同小组, 并对每个小组的随机变量施以相应连续函数运算后, 所得到的 k 个随机变量也相互独立



3.6 随机向量函数的分布

二维随机变量函数的定义：

设 (X, Y) 是二维随机变量， $z=g(x, y)$ 为已知的连续函数，则称 $Z=g(X, Y)$ 为二维随机变量 (X, Y) 的函数。显然，二维随机变量函数是一维随机变量。

1、二维离散型随机变量函数的分布

例 设二维离散型随机变量 (X, Y) 的联合分布律为

$\begin{matrix} X \\ Y \end{matrix}$	0	1
1	$\frac{4}{25}$	$\frac{6}{25}$
2	$\frac{7}{25}$	$\frac{8}{25}$

解： 由 X 和 Y 的取值易知 $Z=X+Y$ 的取值为 1, 2, 3

$$P(Z=1) = P(X=0, Y=1) = \frac{4}{25}$$

$$P(Z=2) = P(X=0, Y=2) + P(X=1, Y=1) = \frac{6}{25} + \frac{7}{25} = \frac{13}{25}$$

$$P(Z=3) = P(X=1, Y=2) = \frac{8}{25}$$

求 $Z=X+Y$ 的分布律。

即 $Z=X+Y$ 的分布律为：

Z	1	2	3
P	$\frac{4}{25}$	$\frac{13}{25}$	$\frac{8}{25}$



1、二维离散型随机变量函数的分布

设随机变量 X, Y 相互独立, 且 $X \sim P(\lambda_1)$, $Y \sim P(\lambda_2)$, 证明 $Z=X+Y \sim P(\lambda_1+\lambda_2)$ 。

证明: 由于 X 和 Y 分别服从参数为 λ_1, λ_2 的泊松分布, 因此其分布律分别为

$$P(X = k) = \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$P(Y = l) = \frac{\lambda_2^l}{l!} e^{-\lambda_2}, \quad l = 0, 1, 2, \dots$$

$$P(Z = m) = \sum_{k=0}^m P(X = k, Y = m - k) \stackrel{X, Y \text{ 相互独立}}{=} \sum_{k=0}^m P(X = k)P(Y = m - k)$$

$$= \sum_{k=0}^m \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_2^{m-k}}{(m-k)!} e^{-\lambda_2} = \frac{1}{m!} \sum_{k=0}^m \frac{m!}{k!(m-k)!} \lambda_1^k \lambda_2^{m-k} e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}$$

$$= \frac{1}{m!} \left(\sum_{k=0}^m C_m^k \lambda_1^k \lambda_2^{m-k} \right) e^{-(\lambda_1+\lambda_2)} = \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^m}{m!} e^{-(\lambda_1+\lambda_2)}, \quad m = 0, 1, 2, \dots$$

从而 $Z=X+Y \sim P(\lambda_1+\lambda_2)$



2、二维连续型随机变量函数的分布

二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合概率密度为 $f(x, y)$, 则 Z 的分布函数为:

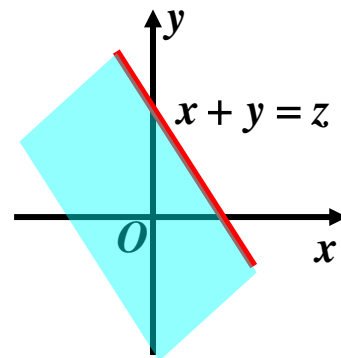
$$F_z(z) = P(Z \leq z) = P(g(X, Y) \leq z) = \iint_{g(x, y) \leq z} f(x, y) dx dy$$

从而 $Z=g(X, Y)$ 的概率密度为 $f_z(z) = F'_z(z)$

<1> 当 $Z=X+Y$ 时,
$$F_z(z) = P(Z \leq z) = P(X + Y \leq z) = \iint_{x+y \leq z} f(x, y) dx dy$$

将二重积分化成二次积分(积分区域如图所示), 得:

$$\begin{aligned} F_z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{z-y} f(x, y) dx \right] dy \\ &= \int_{-\infty}^{z-y} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \right] dx \end{aligned}$$





$$F_z(z) = \int_{-\infty}^{z-y} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \right] dx = \int_{-\infty}^{z-y} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy \right] dx$$

由分布函数与概率密度的关系, 得 $f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z-y, y) dy, z \in R$

同理可得 $f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, z-x) dx, z \in R$

若X和Y相互独立, 则 $f_z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(z-y) f_Y(y) dy, z \in R$
 $= \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx, z \in R$

$$\triangleq f_X * f_Y$$

卷积