第三章 随机向量

- 3.0. 简介
- 3.1. 二维随机向量及其分布函数
- 3.2 边缘分布
- 3.3. 条件分布
- 3.4. 随机变量的独立性
- 3.5. 两个随机变量的函数的分布

Introduction

概率与统计中很多问题都会同事涉及到两个或两个以上的随机变量

例如:随机选择一个人,X,Y分别表示其身高、体重.

X, Y 为炮弹着地点的位置, 横坐标和纵坐标.

 X_1, X_2, X_3 为某一天某商店顾客使用 Visa, MasterCard, and American Express 等信用卡的数目

随机向量

定义 3.1 设 E是一个随机试验,它的样本空间是 $\Omega = \{e\}$. 设 X(e) 与 Y(e) 是定义在同一个样本空间 Ω 上的两个随机变量,则称 (X(e),Y(e)) 为 Ω 上的二维随机向量(2-dimensional random vector) 或二维随机变量(2-dimensional random variable),简记为(X,Y).

设 E 是一个随机试验,它的样本空间是 $\Omega = \{e\}$. 设随机变量 $X_1(e), X_2(e), \dots, X_n(e)$ 是定义在同一个样本空间 Ω 上的 n 个随机变量,则称向量($X_1(e), X_2(e), \dots, X_n(e)$) 为 Ω 上的 n 维随机变量或 n 维随机向量,简记为(X_1, X_2, \dots, X_n).

定义 3.2

设(X,Y)是二维随机向量,对任意实数x和y,称

二元函数

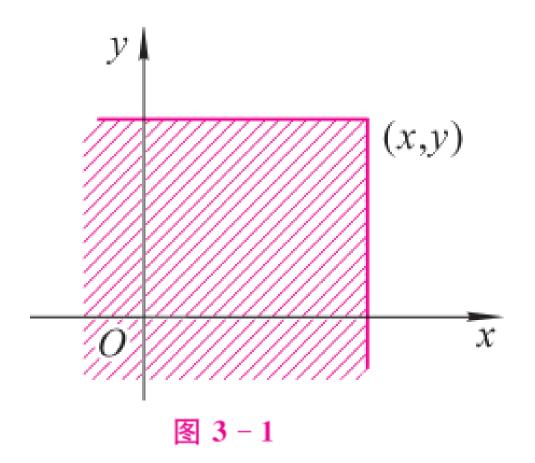
$$F(x,y) = P\{X \leqslant x, Y \leqslant y\} \tag{3-1}$$

为二维随机向量(X,Y) 的分布函数,或称为随机变量 X 和 Y 的联合分布函数.

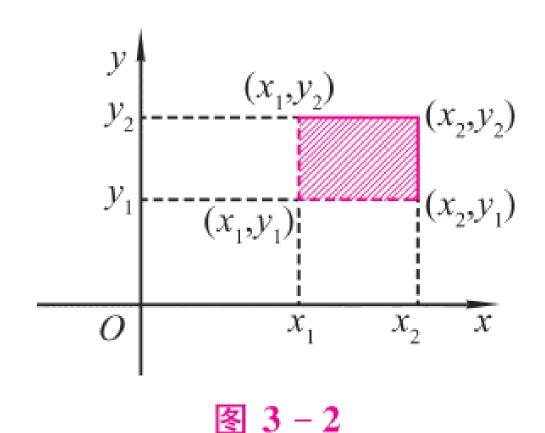
类似地,可定义n维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的分布函数. 设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是 n维随机变量,对任意实数 x_1, x_2, \dots, x_n ,称n元函数

 $F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{X_1 \leqslant x_1, X_2 \leqslant x_2, \dots, X_n \leqslant x_n\}$ 为 n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的联合分布函数.

我们容易给出分布函数的几何解释. 如果把二维随机变量(X,Y) 看成是平面上随机点的坐标,那么,分布函数 F(x,y) 在(x,y) 处的函数值就是随机点(X,Y) 落在直线 X = x 的左侧和直线 Y = y 的下方的无穷矩形域内的概率(见图 3 – 1).



根据以上几何解释并借助于图 3-2,可以算出随机点(X,Y) 落在矩形域{ $x_1 < X \le x_2$, $y_1 < Y \le y_2$ } 内的概率为 $P\{x_1 < X \le x_2$, $y_1 < Y \le y_2$ } 中的概率为 $= F(x_2,y_2) - F(x_2,y_1) - F(x_1,y_2) + F(x_1,y_1)$. (3-2)



分布函数 F(x,y) 具有以下基本性质:

- $\mathbf{1}^{\circ}$ F(x,y) 是变量 x 和 y 的不减函数,即对于任意固定的 y, 当 $x_2 > x_1$ 时, $F(x_2,y) \geqslant F(x_1,y)$;对于任意固定的 x,当 $y_2 > y_1$ 时, $F(x,y_2) \geqslant F(x,y_1)$.
- $\mathbf{2}^{\circ}$ $0 \leqslant F(x,y) \leqslant 1$,且对于任意固定的 $y,F(-\infty,y) = 0$, 对于任意固定的 $x,F(x,-\infty) = 0,F(-\infty,-\infty) = 0,F(+\infty,+\infty) = 1$.

 (x_2, y_1)

- 3° F(x,y) 关于 x 和 y 是右连续的,即 $F(x,y) = F(x+0,y), \quad F(x,y) = F(x,y+0).$
- 4° 对于任意 $(x_1,y_1),(x_2,y_2),x_1 < x_2,y_1 < y_2,$ 下述不等式

成立:

$$F(x_2, y_2) - F(x_2, y_1) - F(x_1, y_2) + F(x_1, y_1) \ge 0.$$

二维离散型随机变量

一维离散型随机变量的分布律,给出了1概率是如何分配给每一个变量值的.

| X | x_1 | x_2 | x_3 | x_k | |
|-------|-------|-------|-------|-----------|--|
| p_k | p_1 | p_2 | p_3 | p_k | |

- 1. $p_k \ge 0$, 对所有的 k

- 2. $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$

如何将整体的1概率分配给二维离散型随机变量(X,Y)?

联合分布律,或联合概率分布律,joint probability mass function

两个随机变量 X 和 Y 的联合概率分布律描述了每一对 (x,y) 的概率为多少

| Y | x_1 | x_2 | x_i | P(X = |
|-------|----------|----------|--------------|------------|
| y_1 | p_{11} | p_{21} | p_{i1} | 1 壮名州 |
| y_2 | p_{12} | p_{22} | p_{i2} | 1. 非负性 |
| • | • | • | • | 2. 规范性 |
| y_j | p_{1j} | p_{2j} | p_{ij} | |
| • | • | • | • | |

联合分布函数 (joint cumulative distribution function)

| Y | x_1 | x_2 | x_i | |
|-------|----------|----------|--------------|--|
| y_1 | p_{11} | p_{21} | p_{i1} | |
| y_2 | p_{12} | p_{22} | p_{i2} | |
| • | • | • | • | |
| y_j | p_{1j} | p_{2j} | p_{ij} | |
| • | • | • | • | |

$$F(x,y) = P(X \le x, Y \le y) = \sum_{x_i \le x} \sum_{y_j \le y} p_{ij}$$

对一切满足 $x_i \le x, y_j \le y$ 的 i, j 来求和的.

例: 若随机向量 (X,Y) 有如下联合分布律,计算如下概率

| Y | 1 | 2 | 3 |
|---|-----|-----|-----|
| 1 | 0.1 | 0.3 | 0 |
| 2 | 0 | 0 | 0.2 |
| 3 | 0.1 | 0.1 | 0 |
| 4 | 0 | 0.2 | 0 |

$$P(X = 1) = 0.2$$

 $P(X = 2) = 0.6$
 $P(X = 3) = 0.2$
 $P(Y = 1) = 0.4$
 $P(Y = 2) = 0.2$
 $P(Y = 3) = 0.2$
 $P(Y = 4) = 0.2$

$$P(X > 1, Y \ge 3) = 0.3$$

X, Y的边缘概率分布律 marginal distribution function

| Y | 1 | 2 | 3 | $P(Y=y_j)$ |
|------------|-----|-----|-----|------------|
| 1 | 0.1 | 0.3 | 0 | 0.4 |
| 2 | 0 | 0 | 0.2 | 0.2 |
| 3 | 0.1 | 0.1 | 0 | 0.2 |
| 4 | 0 | 0.2 | 0 | 0.2 |
| $P(X=x_i)$ | 0.2 | 0.6 | 0.2 | |

定义: 给定随机变量 X 和 Y 的联合分布律,则其边缘概率分布律为

| Y | x_1 | x_2 | | x_i | | $P(Y=y_j)$ |
|-------------------|-----------------|--------------|----------------|-------------------|-----|--------------------|
| y_1 | p_{11} | p_{21} | | p_{i1} | | $\sum_i p_{i1}$ |
| y_2 | p_{12} | p_{22} | | p_{i2} | | $\sum_i p_{i2}$ |
| • | • | • | | • | | |
| \mathcal{Y}_{j} | p_{1j} | p_{2j} | | p_{ij} | ••• | $\sum_{i} n_{i,i}$ |
| • | • | • | | • | | $\sum_i p_{ij}$ |
| $P(X=x_i)$ | $\sum_j p_{1j}$ | $\sum_j p_2$ | 2 <i>j</i> ··· | $\sum_{j} p_{ij}$ | | • • • |

例: 假设随机变量 X 等可能随机在 1, 2, 3, 4, 中取值,随机变量 Y 等可能 在 $1\sim X$ 中取值. 求 (X,Y) 的联合概率分布

解

$$P(X = i, Y = j) = P(Y = j | X = i)P(X = i)$$
$$= \frac{1}{i} \frac{1}{4}, i = 1, 2, 3, 4; j \le i$$

| Y | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|-----|-----|------|------|
| 1 | 1/4 | 1/8 | 1/12 | 1/16 |
| 2 | 0 | 1/8 | 1/12 | 1/16 |
| 3 | 0 | 0 | 1/12 | 1/16 |
| 4 | 0 | 0 | 0 | 1/16 |

例: 设 X, Y 分别服从以下概率分布律:

| X | 0 | 1 | Y | -1 | 0 | 1 |
|-------|--------|---------------|-------|---------------|---------------|---------------|
| p_k | 1 3 | <u>2</u> 3 | p_k | <u>1</u> 3 | <u>1</u> 3 | <u>1</u> 3 |

1. 求 (X,Y) 的联合分布律

2. 求 Z = XY 的分布律

解: 由 $P(X^2 = Y^2) = 1$ 得, $P(X^2 \neq Y^2) = 0$ 即

$$P(X = 0, Y = -1) = 0$$

 $P(X = 0, Y = 1) = 0$
 $P(X = 1, Y = 0) = 0$
再由 X, Y 的分布律,得

| ٧ | XY | -1 | 0 | 1 | $P(X=x_i)$ |
|-----|----------|-----|-----|-----|------------|
| • | 0 | 0 | 1/3 | 0 | 1/3 |
| | 1 | 1/3 | 0 | 1/3 | 2/3 |
| P(Y | $(=y_j)$ | 1/3 | 1/3 | 1/3 | |

例: 假设一个盒子有 4 个白球和 5 个红球. 现从中随机抽取两次,每次取一个并放回. 定义随机变量 X 和 Y 如下

$$X = \begin{cases} 0, 第 - 次是白球, \\ 1, 第 - 次是红球, \end{cases}$$
 $Y = \begin{cases} 0, 第 - 次是白球, \\ 1, 第 - 次是红球, \end{cases}$

求X和Y的联合概率分布律

| - | |
|-----|----|
| 44 | IJ |
| ш | 4 |
| т | 4 |
| 1.3 | |

| X | 0 | 1 | $P(X=x_i)$ |
|-------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------|
| 0 | $\frac{4}{9} \times \frac{4}{9}$ | $\frac{4}{9} \times \frac{5}{9}$ | 4 9 |
| 1 | $\frac{5}{9} \times \frac{4}{9}$ | $\frac{5}{9} \times \frac{5}{9}$ | <u>5</u> 9 |
| $(Y = y_j)$ | 4 9 | <u>5</u> | |

定义:独立随机变量(离散型)

两个离散型随机变量 X 和 Y 是独立的,如果对每一对 x_i 和 y_j 有

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j)$$

注1: 事件 A 与 B 相互独立,如果 $P(AB) = P(A) \cdot P(B)$

注2: 事件 $(X = x_i, Y = y_i)$ 与 事件 AB 表达式是否相同?

以上都是指事件的交,或积,或同时发生

 \mathbf{M} : 假设随机变量 X 和 Y 是独立的,其联合概率分布和边缘概率分 布如下所示, 试完成以下空白处概率.

| X | y_1 | y_2 | y_3 | $P(X=x_i)$ |
|------------------|-------|-------|-------|------------|
| $\overline{x_1}$ | 1/24 | 1/8 | 1/12 | 1/4 |
| x_2 | 1/8 | 3/8 | 1/4 | 3/4 |
| $P(Y=y_j)$ | 1/6 | 1/2 | 1/3 | |

$$\Rightarrow P(X = x_1, Y = y_1) = P(Y = y_1) - P(X = x_2, Y = y_1) = \frac{1}{6} - \frac{1}{8} = \frac{1}{24}$$

$$\Rightarrow P(X = x_1, Y = y_1) = P(X = x_1) \times P(Y = y_1) \Rightarrow P(X = x_1) = \frac{1}{4}$$

$$\pm P(X = x_1, Y = y_1) = P(X = x_1) \times P(Y = y_1) \Rightarrow P(X = x_1) = \frac{1}{4}$$

条件概率 $P(B|A) = \frac{P(AB)}{P(A)}$, 如果 P(A) > 0.

定义:条件分布,设(X,Y)是二维离散型随机变量,对某整数j,如果 $P(Y=y_j)>0$,那么

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)}, i = 1, 2, ...$$

称为在 $Y = y_i$ 的条件下,随机变量X的概率分布.

类似地,对某一整数 i,如果 $P(X = x_i) > 0$,那么

$$P(Y = y_j | X = x_i) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(X = x_i)}, j = 1, 2, ...$$

称为在 $X = x_i$ 的条件下,随机变量Y的概率分布.

例: 随机向量 (X,Y) 的联合概率分布如下,求: (见教材P70)

| YX | 1 | 2 | 3 | 4 | $P(Y=y_j)$ |
|------------|-----|-----|------|------|------------|
| 1 | 1/4 | 1/8 | 1/12 | 1/16 | 25/48 |
| 2 | 0 | 1/8 | 1/12 | 1/16 | 13/48 |
| 3 | 0 | 0 | 1/12 | 2/16 | 10/48 |
| $P(X=x_i)$ | 1/4 | 1/4 | 1/4 | 1/4 | |

(1) X 在 Y = 1 的条件下的概率分布.

(2) Y 在 X = 2 的条件下的概率分布

| X | 1 | 2 | 3 | 4 | Y | 1 | 2 | 3 |
|-------|----------|---------|---------|---------|-------|---------------|--------|---|
| p_k | 12 25 | 6 25 | 4 25 | 3 25 | p_k | $\frac{1}{2}$ | 1 2 | 0 |

例 3. 10 一射手进行射击,击中的概率为 p, 0 ,射击到击中目标两次为

止.记X表示首次击中目标时的射击次数,Y表示射击的总次数.试求X,Y的联合分布律与条件分布律.

解 依题意, $\{X = m, Y = n\}$ 表示"前 m-1次不中,第 m 次击中,接着又 n-1-m 次不中,第 n 次击中". 因各次射击是独立的,故 X,Y 的联合分布律为

$$P\{X = m, Y = n\} = p^{2}(1-p)^{n-2}, m = 1, 2, \dots, n-1; n = 2, 3, \dots.$$

又因
$$P\{X = m\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} P\{X = m, Y = n\} = \sum_{n=m+1}^{\infty} p^{2} (1-p)^{n-2}$$

$$= p^{2} \sum_{n=m+1}^{\infty} (1-p)^{n-2} = p(1-p)^{m-1}, \quad m = 1, 2, \cdots;$$

$$P{Y = n} = (n-1)p^{2}(1-p)^{n-2}, \quad n = 2,3,\dots,$$

因此,所求的条件分布律分别为

当
$$n = 2, 3, \cdots$$
 时,

$$P\{X = m \mid Y = n\} = \frac{P\{X = m, Y = n\}}{P\{Y = n\}} = \frac{1}{n-1}, \quad m = 1, 2, \dots, n-1;$$

当 $m=1,2,\cdots$ 时,

$$P\{Y=n\mid X=m\}=\frac{P\{X=m,Y=n\}}{P\{X=m\}}=p(1-p)^{n-m-1}, \quad n=m+1,m+2,\cdots.$$

二维连续型随机向量

令 X 和 Y 为连续型随机变量. 其联合概率密度 f(x,y) 需满足 (1) $f(x,y) \ge 0$, 且 (2) $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) \, dx \, dy = 1$

(X,Y) 联合分布函数

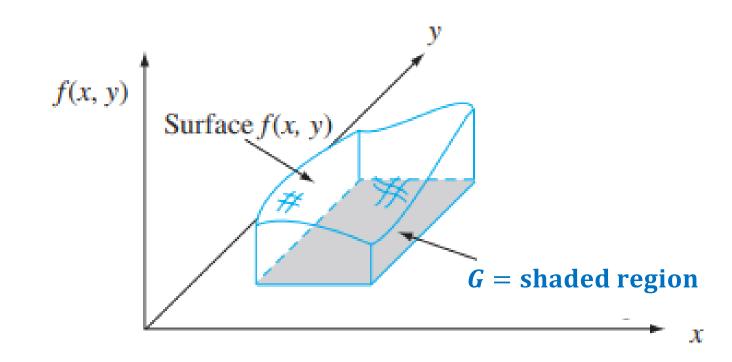
$$F(x,y) = P(X \le x, Y \le y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) \, dv du.$$

(3) 对任意二维区域 G,

$$P((X,Y) \in G) = \iint_G f(x,y) dx dy$$

(4) 如果 f(x,y) 在点 (x,y) 连续,则有 $\frac{\partial^2 F(x,y)}{\partial x \partial y} = f(x,y)$.

在几何上,概率密度 z = f(x,y) 表示空间一曲面,介于它和 XOY 面的空间区域的立体体积等于1, $P((X,Y) \in G)$ 的值等于以G为底,以曲面 z = f(x,y) 为顶的曲顶柱体的体积



例: 验证函数 $f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2), & 0 \le x \le 1, & 0 \le y \le 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$ 是二维连续型随机

变量 (X,Y) 的联合概率密度函数,并计算概率 $P\left(0 \le X \le \frac{1}{4}, 0 \le Y \le \frac{1}{4}\right)$. 解 $1.\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) \, dx \, dy = \int_{0}^{1} \int_{0}^{1} \frac{6}{5} (x+y^2) \, dx \, dy = \int_{0}^{1} \left(\int_{0}^{1} \frac{6}{5} (x+y^2) \, dx\right) \, dy$

$$= \int_0^1 \frac{6}{5} \left(\frac{x^2}{2} + y^2 x \right) \Big|_{x=0}^{x=1} dy = \frac{6}{5} \int_0^1 \left(\frac{1}{2} + y^2 \right) dy = \frac{6}{5} \left(\frac{1}{2} y + \frac{y^3}{3} \right)_{y=0}^{y=1} = 1$$

2.
$$\int_0^{1/4} \int_0^{1/4} f(x, y) \, dx dy = \int_0^{1/4} \left(\int_0^{\frac{1}{4}} \frac{6}{5} (x + y^2) \, dx \right) dy$$

$$= \int_0^{\frac{1}{4}} \frac{6}{5} \left(\frac{x^2}{2} + y^2 x \right) \Big|_{x=0}^{x=\frac{1}{4}} dy = \frac{6}{5} \int_0^{\frac{1}{4}} \left(\frac{1}{32} + \frac{y^2}{4} \right) dy = \frac{7}{640}$$

例: 假设 $f(x,y) = \begin{cases} ke^{-(2x+3y)}, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$ 是随机向量(X,Y)的联合概率密

度函数, 求 (1) k 的值; (2) (X,Y) 的联合分布函数;

(3) 计算 *P*(*Y* ≤ *X*). P66

解 (1)
$$1 = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dx dy = \int_{0}^{+\infty} \int_{0}^{+\infty} k e^{-(2x+3y)} \, dx dy$$

$$=k\int_0^{+\infty} e^{-2x} dx \int_0^{+\infty} e^{-3y} dy = k\left(-\frac{e^{-2x}}{2}\right)_{x=0}^{x=\infty} \left(-\frac{e^{-3y}}{3}\right)_{y=0}^{y=\infty} = \frac{k}{6}$$
 \(\frac{\text{\text{\$\frac{k}{3}\$}}}{6}}\)

(2)
$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{y} \int_{-\infty}^{x} f(u,v) \, du dv = \begin{cases} \int_{0}^{y} \int_{0}^{x} 6e^{-(2u+3v)} \, du \, dv, & x > 0, y > 0 \\ 0, & \sharp \dot{\Xi} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} (1 - e^{-2x})(1 - e^{-3y}), & x > 0, y > 0 \\ 0, & \text{#}\dot{v} \end{cases}$$

(3)
$$P(Y \le X) = \int_0^\infty \int_y^\infty 6e^{-(2x+3y)} dxdy = \frac{3}{5}$$

定义: 均匀分布

设 G 是平面上的有界区域,其面积为 A,若二维连续型随机向量 (X,Y) 的联合概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{A}, & (x,y) \in G \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

则称 (X,Y) 在 G 上服从均匀分布。

类似地,设 G 为空间上的有界区域,其体积为 V ,若三维连续型随机向量 (X,Y,Z) 的联合概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{V}, & (x,y,z) \in G \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

则称 (X,Y,Z) 在 G 上服从均匀分布。

定义: 二维正态随机向量

设二维正态随机变量 (X,Y) 具有联合概率密度

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

其中 μ_1 , μ_2 , σ_1 , σ_2 , ρ 均为常数,且 $\sigma_1 > 0$, $\sigma_2 > 0$, $-1 < \rho < 1$, 则称 (X,Y) 为具有参数 μ_1 , μ_2 , σ_1 , σ_2 , ρ 的二维正态随机变量,记作

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

解 易知 $f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x, y < +\infty,$

所以 $P\{X < Y\} = \iint \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} dx dy.$

引进极坐标 $x = r\cos\theta$, $y = r\sin\theta$,

则 $P\{X < Y\} = \int_{\frac{\pi}{4}}^{\frac{3}{4}\pi} \int_{0}^{+\infty} \frac{1}{2\pi\sigma^2} r e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} dr d\theta = \frac{1}{2}.$

例: 设 (X,Y) 在圆域 $G: x^2 + y^2 \le 4$ 上服从均匀分布,求:

- (1) (X,Y) 的联合概率密度
- (2) P(0 < X < 1, 0 < Y < 1).

 \mathbf{m} (1) 圆域 G 的半径为 2,面积为 $A = 4\pi$,故 (X,Y) 的联合概率密度为

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{4\pi}, & (x,y) \in G \\ 0, 其他 \end{cases}$$

(2)
$$P(0 < X < 1, 0 < Y < 1) = \int_0^1 \int_0^1 f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 \frac{1}{4\pi} dx dy$$

$$= \frac{1}{4\pi}$$

思考:
$$P(0 < X < 2, 0 < Y < 2) = \frac{1}{4}$$

定义: 连续型随机变量 X,Y 的边缘概率密度

求法: 先求 X,Y 的边缘分布函数 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 再求导设连续型随机变量 X 和 Y 的联合概率密度函数为 f(x,y).

$$F_X(x) = P(X \le x) = P(X \le x, Y < +\infty) F(x, +\infty)$$
$$= \int_{-\infty}^{x} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} f(u, y) \, dy \right] du$$

X的边缘概率密度为

$$f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx} = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dy$$

类似地, Y的边缘概率密度为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dx,$$

例: 设随机变量 X 和 Y 的联合概率密度为 $f(x,y) = \begin{cases} 6, x^2 \le y \le x \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$

求边缘概率密度 $f_X(x)$, $f_Y(y)$.

解:
$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) \, dy = \begin{cases} \int_{x^2}^x 6 \, dy, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$= \begin{cases} 6(x - x^2), & 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) \, dx = \begin{cases} \int_{y}^{\sqrt{y}} 6 \, dx = 6(\sqrt{y} - y), & 0 \le y \le 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

注1: 求 $f_X(x)$ 时,要计算 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dy$,这是一个对 y 的积分,积分以后是 x 函数。积分时,需要注意y的取值范围;而首先需要确定x的范围;

定义: 独立的连续型随机变量

设连续型随机变量 X 和 Y 的联合概率密度函数为 f(x,y). 其边缘概率密度分别为 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$. 如果对任意的 x,y 都有

$$f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

则称 X 和 Y 是相互独立的

Review: 独立的离散型随机变量

两个离散型随机变量 X 和 Y 是独立的,如果对每一对 (x_i, y_i) 都有

$$P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j)$$

注: 常用的两种判定独立性的定义

随机变量的独立性,见教材P73

定义 3.7 设 X 和 Y 为两个随机变量,若对于任意的 x 和 y,有 $P\{X \leq x, Y \leq y\} = P\{X \leq x\}P\{Y \leq y\}$,

则称 X 和 Y 是相互独立(mutually independent)的.

若二维随机变量(X,Y) 的分布函数为 F(x,y),其边缘分布函数分别为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$,则上述独立性条件等价于对所有 x 和 y,有 $F(x,y) = F_X(x)F_Y(y)$. (3 – 13)

例: 设随机变量 (X,Y) 在圆域 $x^2 + y^2 \le 1$ 内服从均匀分布。问

X和 Y 是否独立? P74 **解** (X,Y) 的联合概率密度为 $f(x,y) = \begin{cases} 1/\pi, & x^2 + y^2 \le 1 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) \, dy = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - x^2}, & -1 \le x \le 1\\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1 - y^2}, & -1 \le y \le 1\\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

可见, 在圆内 $f(x,y) \neq f_X(x) \cdot f_Y(y)$. 故 X 和 Y 不独立

例 3.14 设 X 和 Y 分别表示两个元件的寿命(单位:h),又设 X 与 Y 相互独立,且它们的概率密度分别为

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0, \\ 0, & \sharp \text{d}; \end{cases}$$
 $f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & y > 0, \\ 0, & \sharp \text{d}. \end{cases}$

求 X 和 Y 的联合概率密度 f(x,y).

 \mathbf{m} 由 X 和 Y 相互独立,可知

$$f(x,y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & x > 0, y > 0, \\ 0, & \text{i.e.} \end{cases}$$

注: 注意在将 $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 相乘时,定义域需从一维变为二维

二维连续型随机变量的条件分布

定义 3.5 设(X,Y) 是二维离散型随机变量,对于固定的j,

$$P\{X = x_i \mid Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_i\}}, \quad i = 1, 2, \dots$$

为在 $Y = y_i$ 条件下随机变量 X 的条件分布律(conditional distribution)

对于连续型随机变量(X,Y),因为 $P{X = x,Y = y} = 0$,所以不能直接由定义 3.5 来定义条件分布,但是对任意的 $\varepsilon > 0$,如果 $P{y-\varepsilon < Y \le y+\varepsilon} > 0$,则可以考虑

$$P\{X \leqslant x \mid y - \varepsilon < Y \leqslant y + \varepsilon\} = \frac{P\{X \leqslant x, y - \varepsilon < Y \leqslant y + \varepsilon\}}{P\{y - \varepsilon < Y \leqslant y + \varepsilon\}}.$$

如果上述条件概率当 $\epsilon \rightarrow 0^+$ 时的极限存在,自然可以将此极限值定义为在Y = y条件下 X 的条件分布.

定义3.6: 设对任意的 $\varepsilon > 0$, 且 $P(y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon) > 0$, 如果极限

$$\lim_{\varepsilon \to 0^+} P(X \le x \mid y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon) = \lim_{\varepsilon \to 0^+} \frac{P(X \le x, \ y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon)}{P(y - \varepsilon < Y \le y + \varepsilon)}$$

存在,则称此极限为在 Y = y 的条件下 X 的条件分布函数,记作,

$$F_{X|Y}(x|y) = P(X \le x \mid Y = y)$$

- 1. 若 $f_Y(y) > 0$ 且连续,则不难验证 $F_{X|Y}(x|y) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(u,y)}{f_Y(y)} du$
- 2. 故有 $f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}, -\infty < x < \infty, f_Y(y) > 0$
- 3. 相似地, $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$, $-\infty < x < \infty$, $f_X(x) > 0$

例 3.11 设 $(X,Y) \sim N(0,0,1,1,\rho)$, 求 $f_{X|Y}(x|y)$ 与 $f_{Y|X}(y|x)$.

解 易知
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi \sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{x^2-2\rho xy+y^2}{2(1-\rho^2)}} (-\infty < x, y < +\infty), 所以$$

$$f_{X|Y}(x \mid y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi(1-\rho^2)}} e^{-\frac{(x-\rho y)^2}{2(1-\rho^2)}};$$

$$f_{Y|X}(y\mid x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi(1-\rho^2)}} e^{-\frac{(y-\rho x)^2}{2(1-\rho^2)}}.$$

$$f(x,y) = \begin{cases} \frac{6}{5}(x+y^2), & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1\\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

1. X = 0.8 时Y的条件分布函数

2. *Y* ≤ 0.5的概率

3. X = 0.8 的条件下 $Y \le 0.5$ 的概率.

 $\mathbf{m}: X$ 和 Y 的边缘概率密度分别为

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y)dy = \begin{cases} \int_0^1 \frac{6}{5}(x+y^2)dy, 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{if } \end{cases} = \begin{cases} \frac{6}{5}x + \frac{2}{5}, 0 \le x \le 1 \\ 0, & \text{if } \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x,y) dx = \begin{cases} \int_0^1 \frac{6}{5} (x+y^2) dx, 0 \le y \le 1 \\ 0, & \text{if } \end{cases} = \begin{cases} \frac{6}{5} y^2 + \frac{3}{5}, 0 \le y \le 1 \\ 0, & \text{if } \end{cases}$$

当 X = x 时, Y 的条件概率密度为

新年版學出版人

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\frac{6}{5}(x+y^2)}{\frac{6}{5}x+\frac{2}{5}}, 0 \le x \le 1, 0 \le y \le 1$$

1.X = 0.8 时Y的条件概率密度为

$$f_{Y|X}(y|0.8) = \frac{f(0.8, y)}{f_X(0.8)} = \frac{\frac{6}{5}(0.8 + y^2)}{\frac{6}{5} \times 0.8 + \frac{2}{5}} = \frac{12 + 15y^2}{17}, \quad 0 \le y \le 1$$

2.
$$P(Y \le 0.5) = \int_{-\infty}^{0.5} f_Y(y) dy = \int_{0}^{0.5} \left(\frac{6}{5}y^2 + \frac{3}{5}\right) dy = \frac{7}{20}$$

3.
$$P(Y \le 0.5 | X = 0.8) = \int_{-\infty}^{0.5} f_{Y|X}(y|0.8) dy = \int_{0}^{0.5} \left(\frac{12 + 15y^2}{17}\right) dy = \frac{53}{136}$$
.

练习: 设 (X,Y) 的联合分布如下

| Y | 1 | 2 | 4 |
|---|------|------|------|
| 1 | 0.15 | 0.30 | 0.35 |
| 3 | 0.05 | 0.12 | a |

- (1) 求 a 的值
- (2) 求 X 和 Y 的边缘分布律.
- (3) X 和 Y 是否独立?

参考答案 (1) a = 0.03

| (2) | X | 1 | 2 | 4 |
|-----|-------|------|------|------|
| | p_k | 0.20 | 0.42 | 0.38 |

| Y | 1 | 3 |
|-------|------|------|
| p_k | 0.20 | 0.42 |

(3)
$$X$$
 和 Y 不独立,因为 $P(X = 1, Y = 1) = 0.15 \neq P(X = 1) \times P(Y = 1) = 0.20 \times 0.80 = 0.16$