

1

概率论

1.1 节主要是对概率论内容的概述；因此关于数学基础知识的阐述以基本概念和有用的结论为主，而命题的严格证明较少涉及，对此感兴趣的读者可以参阅有关参考文献。

1.1 概率论概要

1.1.1 随机事件及其概率

自然界与人类社会的众多现象大致可分为两类，分别称为确定性现象与随机现象。所谓确定性现象，即在一定条件下必然会出现某一结果 (或发生某一事件) 的现象。例如，纯净水在一个大气压下加热至 100 摄氏度时，必然沸腾；物体以 10 米 / 秒的速度做匀速直线运动 1 分钟，其走过的路程必为 600 米。这类确定性现象由确定的规律所控制，从数量的角度来研究，从而产生了量与量之间确定的函数关系。

所谓随机现象，即在一定条件下可能出现不同结果 (或发生不同事件)，且不能准确预言究竟出现哪一种结果的现象。例如，相同条件下掷一枚硬币，可能正面向上，也可能反面向上，且在未掷之前无法准确预言究竟哪一面向上；二元数字通信系统发送的信号可能是“1”也可能是“0”，接收机在接收之前无法准确预言接收结果是信号“1”还是信号“0”。这一类现象广泛存在于自然界与社会活动中，而概率论正是探索研究这类随机现象客观规律的一门学科。

本节首先介绍随机事件及其概率，并在此基础上分析随机变量的分布和数字特征，最后对常用的多维随机变量作简单的概述。

定义 1.1 基本事件

观察并研究随机现象的手段与过程称为试验。当试验满足下述条件时，称之为随机试验，简称试验，记为 E 。

随机试验具有如下特征：

- (1) 试验可在相同条件下重复进行 (可重复性)；
- (2) 试验可能出现的结果不止一个，并明确知道所有可能的结果；
- (3) 每次试验总是恰好出现这些可能结果中的一个，但是在一次试验之前不能准确预言哪一种结果会出现 (结果出现具有随机性)。

如：掷一颗骰子并观察出现的点数，从一批产品中任意抽取若干件，观察其中的次品数等都是随机试验。概率论所要研究的是随机试验中出现的各种情况，为了方便研究，对试验的有关结果给出如下概念。

定义 1.2 基本事件

某一随机试验中可能出现的每一结果称为该试验的一个基本事件 (样本点)，记为 e 。所有基本事件构成的集合称为该试验的样本空间，记为 Ω ，由样本空间 Ω 中的若干基本事件构成的子集合称为该试验中的随机事件，简称为事件，记为 A, B, C 。当属于事件 A 的某一基本事件发生时，称事件 A 发生。

我们在研究随机现象时，不仅需要知道可能会出现哪些事件，更重要且更具实践意义的是了解和研究各种事件发生可能性的大小，并加以度量。我们把刻画事件 A 发生可能性大小的数量指标称为事件 A 的概率，记为 $P(A)$ 。

下面给出计算 $P(A)$ 的三种主要方法。

定义 1.3 统计概率

在观察某一随机事件 A 的随机试验中，随着随机试验次数 n 的增大，事件 A 发生的频率 $p(A)$ 会越来越稳定地在某一常数 p 附近摆动，这时就以常数 p 作为事件 A 的概率，称之为统计概率，即 $P(A) = p$ 。

具有以下特征的随机试验称为古典概型：

- (1) 每次试验的样本空间 Ω 只包含有限个基本事件，记为如 $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n$ ；
- (2) 各个基本事件出现的可能性相同，即基本事件的出现具有等可能性。

定义 1.4 古典概率

对古典概型中的任一随机事件 A , 以 $p(A) = \frac{A \text{ 中的基本事件数}}{\Omega \text{ 中的基本事件数}}$ 作为事件 A 的概率, 称为古典概率。

具有以下特征的随机试验称为几何概型:

(1) 随机试验可归结为在一个可度量的几何图形 Ω 中随机投点 (或取点), 以 $m(\Omega)$ 表示 Ω 的度量 (如长度、面积、体积等), 而事件 A 是指所投点 (取点) 落在 (取自) Ω 中的可度量图形 A 中;

(2) 事件 A 的概率与 A 的度量 $m(\Omega)$ 成正比, 而与 A 在 Ω 中的位置无关。

定义 1.5 几何概率

对几何概型中的任一随机事件 A , 以

$$p(A) = \frac{m(A)}{m(\Omega)} \quad (1.1)$$

作为事件 A 的概率, 称为几何概率。

需要指出的是, 随着概率论这门学科研究的深入和发展, 产生了对随机事件概率高度科学概括的公理化定义。

定义 1.6 古典概率

设随机试验 E 的样本空间为 Ω , 对于随机试验 E 的每一随机事件 A , 都赋予唯一确定的实数 $P(A)$, 其中满足下列条件的集合函数 $P(\cdot)$ 称为事件 A 的概率:

(1) 非负性: 对每一个事件 $A \subset \Omega$, 都有 $P(A) \geq 0$;

(2) 规范性: $P(\Omega) = 1$;

(3) 可列可加性: 对任意互不相容的事件 A_1, A_2, \dots , 有 $P(\sum_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$.

定义 1.7 概率空间


在概率论的公理化结构中, 称三元组 (Ω, F, P) 为概率空间, 其中 Ω 为样本空间, F 为事件域 (事件的全体), P 为概率。

在统计信号处理中, 我们还经常用到条件概率。

定义 1.8 古典概率

设 A 和 B 为任意两个随机事件, 且 $P(B) > 0$, 称

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}. \quad (1.2)$$

为事件 B 发生条件下事件 A 发生的条件概率, 也称 A 对 B 的条件概率。 

由条件概率定义 (1.2) 式可知

$$P(AB) = P(A|B)P(B).$$

类似地

$$P(AB) = P(A)P(B|A), P(A) > 0.$$

以上两式可以称为概率的乘法公式。乘法公式还可以推广到任意有限事件的情况:


$$\begin{aligned} P\left(\prod_{i=1}^n A_i\right) &= P(A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) P(A_n | A_1 A_2 \cdots A_{n-1}) \\ &= P(A_1) P(A_2 | A_1) P(A_3 | A_1 A_2) \cdots P(A_n | A_1 A_2 \cdots A_{n-1}). \end{aligned} \quad (1.3)$$

利用条件概率定义、乘法公式以及概率的可加性, 可以推导出两个十分有用的公式: 全概率公式和贝叶斯公式。

定义 1.9 全概率公式

设某随机试验的样本空间 Ω 中的事件 A_1, A_2, \cdots (有限个或可列个) A_i 构成一个完备事件组, 且 $P(A_i) > 0 (i = 1, 2, \cdots)$, 则对任一事件 B , 有

$$P(B) = \sum P(A_i) P(B|A_i) \quad (1.4)$$

称为全概率公式。 

定义 1.10 贝叶斯公式

设某随机试验的样本空间 Ω 中的事件 A_1, A_2, \cdots (有限个或可列个) A_i 构成一个完备事件组, 且 $P(A_i) > 0 (i = 1, 2, \cdots)$, 则对任一事件 $A \subset \Omega, B \subset \Omega, P(B) > 0$, 有如下的条件概率:

$$P(A_m|B) = \frac{P(A_m) P(B|A_m)}{\sum P(A_i) P(B|A_i)}, \quad m = 1, 2, \cdots \quad (1.5)$$

称为贝叶斯公式。

最后，我们将简要介绍事件和试验的独立性。

定义 1.11 事件独立

如果随机事件 A 与 B 满足如下关系

$$P(A|B) = P(A), \quad (1.6)$$

则称事件 A 与 B 是相互独立的，简称 A 与 B 独立。

独立事件具有如下的重要性质：若事件 A_1, A_2, \dots, A_n 相互独立，则有

$$P(AB) = P(A)P(B).$$

定义 1.12 试验的独立定义

一个试验重复进行 n 次，如果在每次试验中，任意事件出现的概率与其他各次试验结果无关，则称这 n 次试验是独立的，或称这 n 次试验是 n 次重复独立试验。

1.1.2 随机变量及其分布

在本部分，我们将引入随机变量的概念来表达随机事件。

1) 随机变量

定义 1.13 事件独立

某随机试验的样本空间为 $\Omega = \{\omega\}$ ，对于每一个样本点 $\omega \in \Omega$ ，都有唯一的实数 $X(\omega)$ 与之对应，这样就得到一个定义在 Ω 上的单值实函数 $X = X(\omega)$ ，如果对任意实数 $x \in \mathbb{R}$ ，“ $X(\omega) \leq x$ ”都是一个随机事件，并有确定的概率，则称 $X = X(\omega)$ 为随机变量。

随机变量常用大写拉丁字母 X, Y, Z 或希腊字母 ξ, η, ζ 等表示，随机变量的取值常用 x, y, z, a, b, c 等表示。

由定义可见，随机变量的每一个取值都对应着随机试验样本空间 Ω 中的一个样本点 e 。这样，引入随机变量之后，就将随机试验的结果数量化，从而把对随机试验 E 以及其中随机事件 A 的研究转化为对随机变量以及其取值的研究。

随机变量可分为两类：离散型随机变量和连续型随机变量。

定义 1.14 分布律

如果随机变量 X 的全部可能取值为有限个或可列个, 则称 X 为离散型随机变量。设离散型随机变量 X 所有可能的取值为 $x_i (i = 1, 2, \dots)$, X 取各个可能值的概率, 即事件 $X = x_i$ 的概率为

$$P(X = x_i) = p_i, i = 1, 2, \dots \quad (1.7)$$

我们称 (1.7) 式为离散型随机变量 X 的概率分布或分布律。

显然分布律也可以用表格的形式表示。

2) 分布函数**定义 1.15 分布函数**

设 X 是一个随机变量, 对任意的实数 $x (-\infty < x < +\infty)$, 令

$$F(x) = P(X \leq x), \quad (1.8)$$

则称 $F(x)$ 为随机变量 X 的概率分布函数, 简称为分布函数。它的定义域是 $(-\infty, +\infty)$, 值域是 $[0, 1]$. 如果对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 存在一个非负可积函数 $f(x) (-\infty < x < +\infty)$, 有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt, \quad (1.9)$$

则称 X 为连续型随机变量, 函数 $f(x)$ 为其概率密度函数。

定义 1.16 0-1 分布

假设随机试验 E 只有两个可能结果 A 与 \bar{A} 时, 随机变量

$$X = \begin{cases} 0 & \bar{A} \text{ 出现} \\ 1 & A \text{ 出现} \end{cases} \quad (1.10)$$

X 表示在试验中事件 A 出现的次数, 并设 $P(A) = p (0 < p < 1)$, 则 X 的概率分布为


$$P(X = k) = p^k (1 - p)^{1-k}, k = 0, 1 \quad (1.11)$$

这时称 X 服从参数为 p 的 0-1 分布, 记为 $X \sim B(1, p)$.

定义 1.17 泊松分布

如果随机变量 X 的分布为

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad (1.12)$$


其中 $\lambda > 0$ 为常数, 则称 X 服从参数为 λ 的泊松分布, 记为 $X \sim P(\lambda)$. 

对于连续型随机变量, 常见的分布有均匀分布和正态分布等。

定义 1.18 均匀分布

如果连续型随机变量 X 的概率密度函数为


$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.13)$$

其中 a 和 b 为常数且 $a < b$, 则称 X 在区间 $[a, b]$ 上服从均匀分布, 记为 $X \sim U[a, b]$. 

定义 1.19 高斯分布

如果连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_X} \exp\left[-\frac{(x - m_X)^2}{2\sigma_X^2}\right], \quad -\infty < x < +\infty \quad (1.14)$$


其中 m_X 和 σ_X 为常数, 且 $\sigma_X > 0$, 则称 X 服从参数为 m_X 和 σ_X 的高斯分布, 记为 $X \sim N(m_X, \sigma_X^2)$. 

除此之外, 还有如下几种分布:

定义 1.20 瑞利分布

如果连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right), & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases} \quad (1.15)$$

其中 σ 为常数, 且 $\sigma > 0$, 则称 X 服从参数为 σ 的瑞利分布, $X \sim \text{Rayleigh}(\sigma)$ 。瑞利分布的密度函数如图 1-2. 

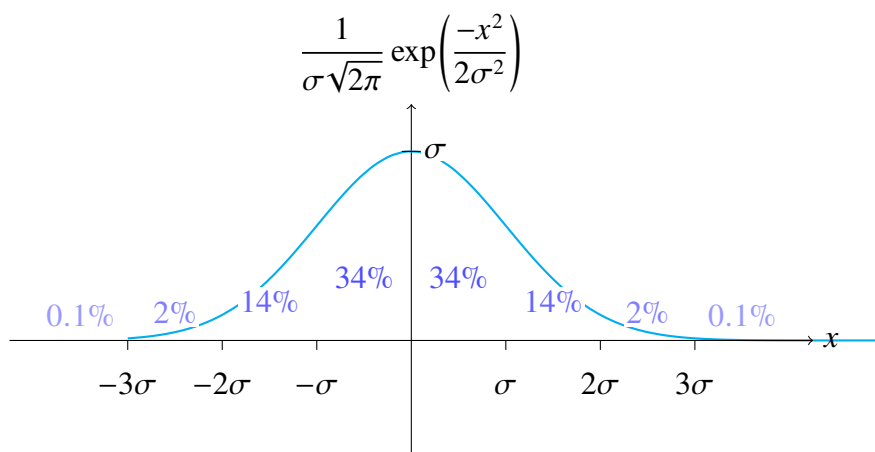


图 1-1 正态分布的分位点

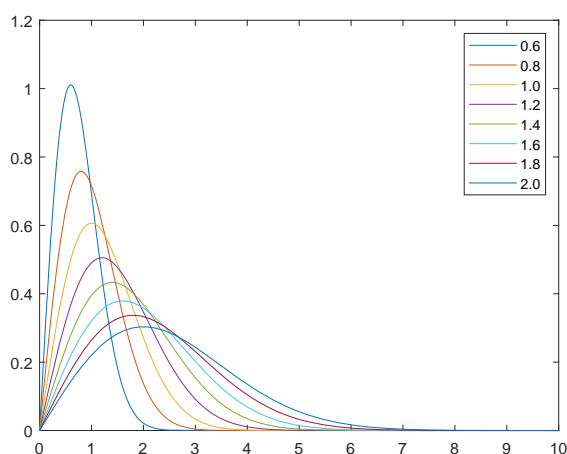


图 1-2 瑞利分布的密度函数


定义 1.21 卡方分布

如果连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{\frac{n}{2}-1} \exp\left(-\frac{x}{2}\right), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (1.16)$$

其中 n 为正整数, 则称 X 服从自由度为 n 的 χ^2 分布, $X \sim \chi^2(n)$ 。



 **注意** 若 $X_i \sim e(\lambda)$, $i = 1, 2, \dots, n$, 且 X_i 独立, 则 $\sum_{i=1}^n e(\lambda) \sim \Gamma(n, \lambda)$, 即 n 个独立同分布的指数变量之和为伽玛变量。常用 $\chi^2(n) = \Gamma(\frac{n}{2}, \frac{1}{2})$ 来定义卡方分布。

定义 1.22 莱斯分布

如果连续型随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp \left[-\frac{(x^2 + v^2)}{2\sigma^2} \right] I_0 \left(\frac{xv}{\sigma^2} \right), & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases} \quad (1.17)$$

其中 σ 为常数且 $\sigma > 0$, $I_0(z)$ 是零阶第一类贝塞尔 (Bessel) 函数, 则称 X 服从莱斯分布。

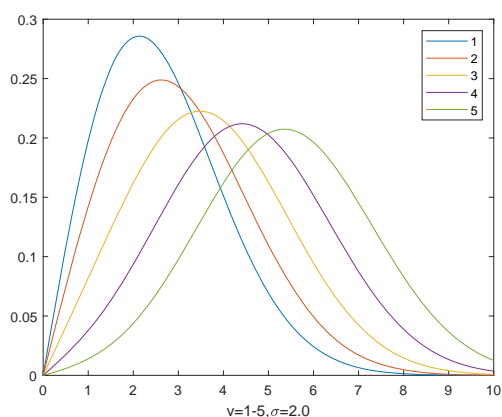


图 1-3 不同 v 下的莱斯分布的密度函数

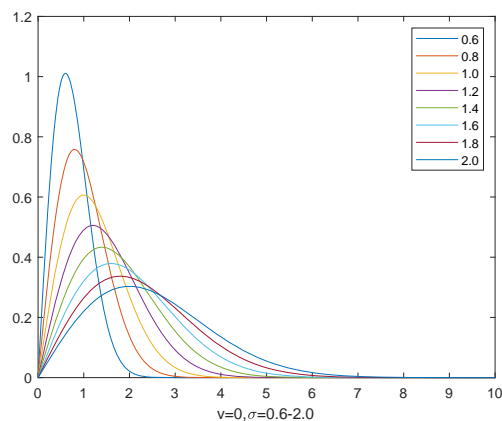


图 1-4 不同 σ 下的莱斯分布的密度函数

联合分布函数 $F_{XY}(x, y)$ 具有以下基本性质:

- 1° $F_{XY}(x, y)$ 分别对 x, y 单调不减。
- 2° $F_{XY}(x, y)$ 对每个变量, 均为右连续。
- 3° $0 \leq F_{XY}(x, y) \leq 1$ 且 $F_{XY}(x, -\infty) = 0$, $F_{XY}(-\infty, y) = 0$ 和 $F_{XY}(+\infty, +\infty) = 1$ 。
- 4° 若任意四个实数 a_1, a_2, b_1, b_2 , 满足 $a_1 \leq a_2, b_1 \leq b_2$, 则

$$P\{a_1 < X \leq a_2, b_1 < Y \leq b_2\} = F_{XY}(a_2, b_2) + F_{MY}(a_1, b_1) - F_{XY}(a_1, b_2) - F_{XY}(a_2, b_1). \quad (1.18)$$

如图 1-5 所示。

3) 概率密度的定义

定义 1.23 联合概率密度

若 $F_{XY}(x, y)$ 存在二阶偏导数, 则称

$$f_{XY}(x, y) = \frac{\partial^2 F_{XY}(x, y)}{\partial x \partial y} \quad (1.19)$$

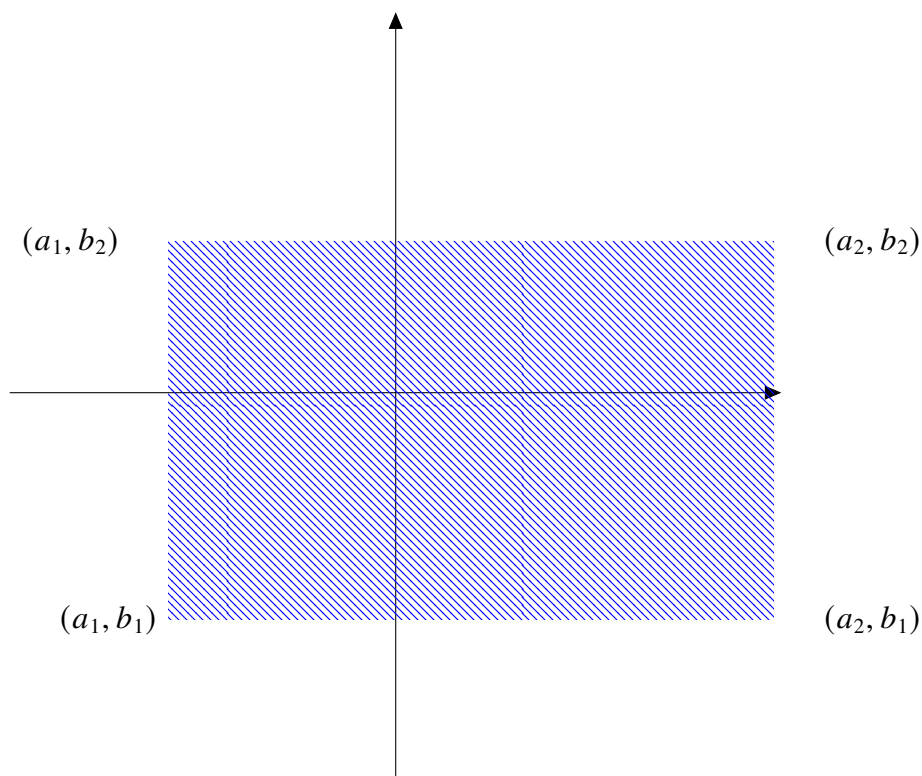


图 1-5 联合分布函数

为二维随机变量 (X, Y) 的联合概率密度。

联合概率密度具有以下基本性质:

$$1^\circ f_{XY}(x, y) \geq 0.$$

$$2^\circ \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) dx dy = 1.$$

$$3^\circ \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f_{XY}(u, v) du dv = F_{XY}(x, y).$$

$$4^\circ P\{(x, y) \in D\} = \iint_D f_{XY}(u, v) du dv.$$

在几何上, $P(x, y) \in D$ 表示曲面 $f_x(x, y)$ 与 D 所围的柱体体积, 如图 1-6 所示。

例 1.24 设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度

$$f(x, y) = \begin{cases} e^{-x-y}, & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.20)$$

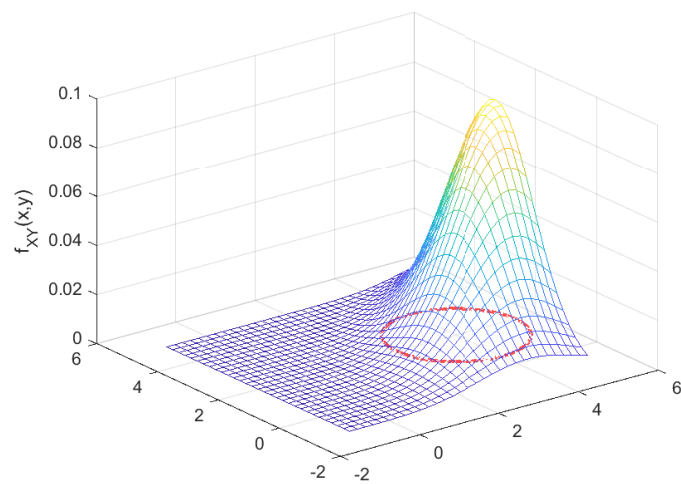
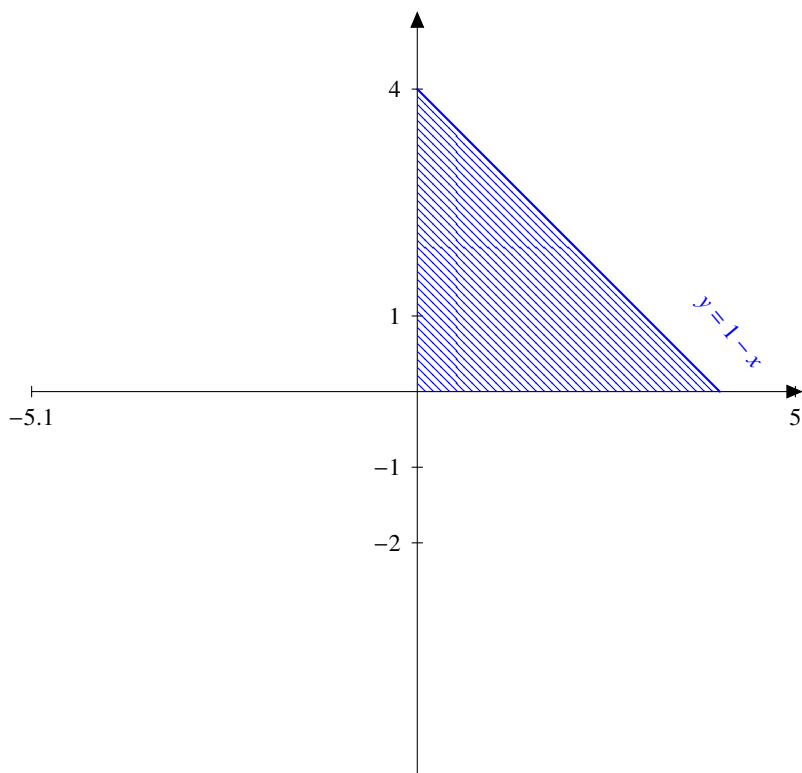


图 1-6 矩形区域上的联合分布函数值

图 1-7 三角积分区域 $G : x > 0, y > 0, x + y < 1$

求: ① 求分布函数 $F_X(x, y)$ 。② (X, Y) 落在如图 1-7 所示的三角形域 G 内的概率。

解: ① 分布函数

$$\begin{aligned} F_{XY}(x, y) &= \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^x f(u, v) du dv \\ &= \begin{cases} \int_0^y \int_0^x f(u, v) du dv, & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty, \text{ 其他} \\ (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}), & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.21)$$

② (X, Y) 落在三角形区域 G 内的概率

$$\begin{aligned} P\{(x, y) \in G\} &= \iint_G f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^{1-y} e^{-(x+y)} dx dy \\ &= \int_0^1 e^{-y} \left[\int_0^{1-y} e^{-x} dx \right] dy = \int_0^1 e^{-y} \cdot (1 - e^{-1+y}) dy \\ &= \int_0^1 (e^{-y} - e^{-1}) dy = 1 - 2e^{-1} = 0.2642. \end{aligned} \quad (1.22)$$

例 1.1.1

设随机变量 $X \sim U[-1, 2]$, 求随机变量函数 $Y = X^2$ 的概率密度。

解: X 的概率密度

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & -1 \leq x \leq 2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

由 $Y = X^2 \in [0, 4]$, 用分布函数求 $Y = X^2$ 的概率密度 $f_Y(y)$.

1. 当 $y < 0$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\emptyset\} = 0$.
2. 当 $y \geq 4$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\Omega\} = 1$.
3. 当 $0 \leq y < 4$, $x \in [-1, 2]$, $0 \leq |x| \leq 2$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\}$.
(a) 当 $0 \leq y < 1$ 时, $0 \leq \sqrt{y} < 1$, $-1 < -\sqrt{y} \leq 0$, 且 $-1 \leq x \leq 2$.

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-\sqrt{y}}^{\sqrt{y}} \frac{1}{3} dx \\ &= \frac{2}{3} \sqrt{y}, 0 \leq y < 1. \end{aligned}$$

(b) 当 $1 \leq y < 4$ 时, $1 \leq \sqrt{y} < 2$, $-2 \leq -\sqrt{y} < -1$, 且 $-1 \leq x \leq 2$.

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} \cap \{-1 \leq X \leq 2\} \\ &= P\{-1 \leq X \leq \sqrt{y}\} = \int_{-1}^{\sqrt{y}} \frac{1}{3} dx = \frac{\sqrt{y} + 1}{3}. \end{aligned}$$

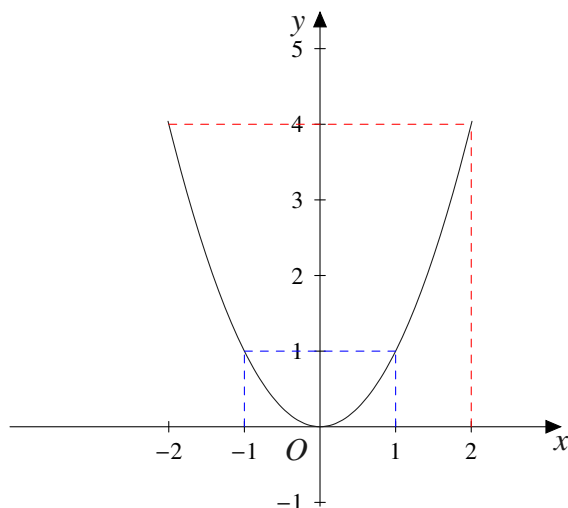


图 1-8 随机变量函数关系 $Y = X^2$

分布函数

$$F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{2\sqrt{y}}{3}, & 0 \leq y < 1 \\ \frac{\sqrt{y}+1}{3}, & 1 \leq y < 4 \\ 1, & y \geq 4 \end{cases},$$

对 y 求导, 得 Y 的概率密度函数

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{3\sqrt{y}}, & 0 \leq y < 1 \\ \frac{1}{6\sqrt{y}}, & 1 \leq y < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

(4) 离散型二维随机变量

若二维随机变量 (X, Y) 的所有可能取值是有限对或可列无限多对, 则称 (X, Y) 的所有可能取值为 (x_i, y_j) ($i, j = 1, 2, \dots$), 其上的概率记为

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots \quad (1.23)$$

根据概率的性质, 有

$$1^\circ p_{ij} \geq 0,$$

$$2^\circ \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} = 1,$$

则称 p_{ij} 为二维离散型随机变量 (X, Y) 的分布律, 或称为随机变量 X 和 Y 的联合分布律。

利用阶跃函数 $U(x)$ 与冲激函数 $\delta(x)$, 离散型二维随机变量的联合分布函数可表示为

$$\begin{aligned} F_{XY}(x, y) &= P\{X \leq x, Y \leq y\} \\ &= \sum_i \sum_j P\{X = x_i, Y = y_j\} U(x - x_i) U(y - y_j) \\ &= \sum_i \sum_j p_{ij} U(x - x_i) U(y - y_j). \end{aligned} \quad (1.24)$$

离散型二维随机变量的联合概率密度可表示为

$$\begin{aligned} P_{ij} &= \sum_i \sum_j P\{X = x_i, Y = y_j\} \delta(x - x_i) \delta(y - y_j) \\ &= \sum_i \sum_j p_{ij} \delta(x - x_i) \delta(y - y_j). \end{aligned} \quad (1.25)$$

2. 二维随机变量的边缘分布和条件分布

(1) 边缘分布函数和边缘概率密度

二维随机变量 (X, Y) 作为一个整体, 它具有联合分布函数 $F_{XY}(x, y)$; 而 X 和 Y 也都是随机变量, 即分布函数为 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$, 它们与联合分布函数 $F_{XY}(x, y)$ 具有如下关系:

$$F_X(x) = F_{XY}(x, \infty), \quad F_Y(y) = F_{XY}(\infty, y), \quad (1.26)$$

则称 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 分别为 (X, Y) 关于 X 和 Y 的边缘分布函数, 简称 X 和 Y 的边缘分布函数。

例 1.1.2

如 1-9 所示, 试着解释哪张图可以推出联系分布律?

① 对于连续型随机变量 (X, Y) , 有 (X, Y) 对 X 的

$$F_X(x) = F_{XY}(x, \infty) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(u, y) dy du. \quad (1.27)$$

对 $F_X(x) = F_{XY}(x, \infty) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(u, y) dy du$ 求导, 得

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) dy, \quad (1.28)$$

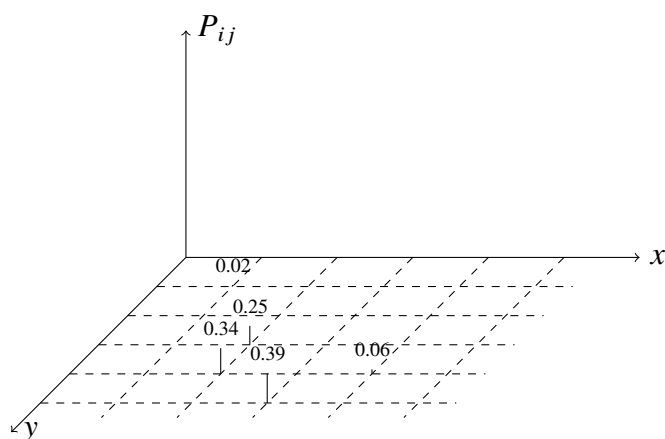
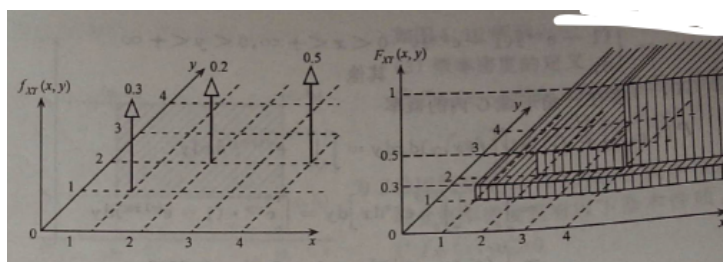


图 1-9 离散型二维随机变量的分布律

图 1-10 离散型二维随机变量的概率密度 $f_X(x)$ 和分布函数 $F_Y(y)$

称之为 (X, Y) 关于 X 的边缘概率密度。

① 同理, (X, Y) 关于 Y 的边缘概率密度为

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dx. \quad (1.29)$$

对于离散型随机变量 (X, Y) , 有

$$F_X(x) = F_{XY}(x, \infty) = \sum_i \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij} U(x - x_i) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}. \quad (1.30)$$

可得

$$p_{i\cdot} = P\{X = x_i\} = \sum_{j=1}^{\infty} p_{ij}, i = 1, 2, \dots \quad (1.31)$$

称之为 (X, Y) 关于 X 的边缘分布律。同理, (X, Y) 关于 Y 的边缘分布律为

$$p_{\cdot j} = P\{Y = y_j\} = \sum_{i=1}^{\infty} p_{ij}, j = 1, 2, \dots \quad (1.32)$$

边缘分布函数、边缘概率密度和边缘分布律,反映了二维随机变量中各随机变量本身的统计特征。

例 1.25 (续上例) ① 求边缘分布函数 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 。② 求边缘概率密度。

解: ① 已知联合分布函数 $F_{XY}(x, y)$ 的表达式, 则边缘分布函数

$$\begin{aligned} F_X(x) &= F_X(x, \infty) = \begin{cases} (1 - e^{-x})(1 - e^{-\infty}), & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.33)$$

同理

$$F_Y(y) = F_{XY}(\infty, y) = \begin{cases} 1 - e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.34)$$

边缘概率密度的计算

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) dy = \begin{cases} \int_0^{+\infty} e^{-(x+y)} dy, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.35)$$

同理

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x, y) dx = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \quad (1.36)$$

1) 条件概率的定义

定义 1.26 条件分布函数和条件概率密度

1 对于连续型二维随机变量 (X, Y) 有

$$\begin{aligned} F_Y(y|X=x) &= P\{Y \leq y | X \leq x\} = P(A|B) = \int_{-\infty}^y \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)} dy, \\ f_Y(y|X=x) &= \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)}; \end{aligned} \quad (1.37)$$

分别称为给定 $X = x$ 的条件下 Y 的条件分布函数和条件概率密度, 可以简写为 $F_Y(y|x), f_Y(y|x)$.



2) 推导过程

前面引入了条件概率的概念,即在给定事件 B 的条件下,事件 A 发生的条件概率。

$$P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)}. \quad (1.38)$$

把这个概念引入到随机变量的理论中。

1) 先推导 $X \leq x$ 条件下的分布函数和分布律:

对于连续型二维随机变量 (X, Y) , 若令 $A = \{Y \leq y\}$, $B = \{X \leq x\}$, 则称 $P(A|B) = P\{Y \leq y|B\} = F_Y(y|B)$ 为给定条件 B 下 Y 的分布函数。

若上述讨论, 可得条件分布函数 $F_Y(y|B)$, 联合分布函数 $F_{XY}(x, y)$ 及边缘分布函数 $F_X(x)$ 三者之间的关系为

$$F_Y(y|X \leq x) = P(A|B) = \frac{P(AB)}{P(B)} = \frac{P\{X \leq x, Y \leq y\}}{P\{X \leq x\}} = \frac{F_{XY}(x, y)}{F_X(x)}. \quad (1.39)$$

若上式对 y 的导数存在, 则有

$$f_Y(y|X \leq x) = \frac{\partial F_Y(y|X \leq x)}{\partial y} = \frac{\partial F_{XY}(x, y)/\partial y}{F_X(x)} = \frac{\int_{-\infty}^x f_{XY}(u, y) du}{\int_{-\infty}^x f_X(u) du}. \quad (1.40)$$

2) 先推导 $X = x$ 条件下的分布函数:

若令 $B = \{X = x\}$, 代入式 (1.39), 得

$$\begin{aligned} F_Y(y|X = x) &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0} F_Y(y|x < X \leq x + \Delta x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P\{x < X \leq x + \Delta x, Y \leq y\}}{P\{x < X \leq x + \Delta x\}} \\ &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P\{X \leq x + \Delta x, Y \leq y\} - P\{X \leq x, Y \leq y\}}{P\{X \leq x + \Delta x\} - P\{X \leq x\}} \\ &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{[F_{XY}(x + \Delta x, y) - F_{XY}(x, y)]}{[F_X(x + \Delta x) - F_X(x)]} \\ &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{[F_{XY}(x + \Delta x, y) - F_{XY}(x, y)] / \Delta x}{[F_X(x + \Delta x) - F_X(x)] / \Delta x} = \frac{\partial F_{XY}(x, y) / \partial x}{\partial F_X(x) / \partial x} \\ &= \frac{\int_{-\infty}^y f_{XY}(x, y) dy}{f_X(x)}. \end{aligned} \quad (1.41)$$

得

$$f_Y(y|X = x) = \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y|X = x) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)}, f_X(x) \neq 0. \quad (1.42)$$

例 1.27 (续上例) ⑤ 求条件分布函数 $F_X(x|y)$ 和 $F_Y(y|x)$ 。⑥ 求条件概率密度 $f_X(x|y)$ 。

解: ⑤ 条件分布函数

$$\begin{aligned} F_X(x|y) &= \int_0^x \frac{\int_{-\infty}^x f_X(x, y) dx}{f_Y(y)} dx = \begin{cases} \int_0^x \frac{e^{-(x+y)}}{e^{-y}} dx & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1 - e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \end{aligned} \quad (1.43)$$

同理

$$F_Y(y|x) = \begin{cases} 1 - e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \quad (1.44)$$

⑥ 条件概率密度

$$f_X(x|y) = \frac{f_X(x, y)}{f_Y(y)} = \begin{cases} \frac{e^{-(x+y)}}{e^{-y}}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} = \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.45)$$

条件分布函数 $F_Y(y|B)$ 是求在 B 发生的条件下, 事件 $\{Y(\zeta) \leq y\}$ 发生的概率, $\zeta \in B$. 换句话说, 它是求在新的样本空间上事件 $\{Y(\zeta) \leq y\}$ 发生的概率。而无条件的分布函数 $F_Y(y)$, 则是在 Ω 上求 $\{Y(\zeta) \leq y\}$ 事件发生的概率 $\zeta \in \Omega$ 。因此, 除了样本空间缩小成 Ω_B 以外, 条件分布函数的性质与一般分布函数的性质完全相同条件分布函数的性质如下:

条件分布函数性质如下:

性质 $1^\circ F_Y(\infty|B) = 1, F_Y(-\infty|B) = 0, 0 \leq F_Y(y|B) \leq 1$.

$2^\circ F_Y(y_2|B) - F_Y(y_1|B) = P\{y_1 < Y \leq y_2|B\}$.

性质 条件密度函数的性质如下:

$1^\circ f_Y(y|B) \geq 0$.

$2^\circ \int_{-\infty}^{\infty} f_Y(y|B) dy = F_Y(\infty|B) - F_Y(-\infty|B) = 1$.

$3^\circ F_Y(y|B) = \int^y f_Y(y|B) dy$.

4) 离散型随机变量的条件分布律

定义 1.28 条件分布律

1 对于离散型随机变量 X 和 Y , 其在 $X = x$ 的条件下, $Y = y$ 的条件概率可直接定义为

$$P\{Y = y|X = x\} = \frac{P\{X = x, Y = y\}}{P\{X = x\}}, \quad P\{X = x\} > 0. \quad (1.46)$$

① 二维随机变量 (X, Y) , 对于固定的 j , 若 $P\{Y = y_j\} > 0$, 则

$$P\{X = x_i|Y = y_j\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{Y = y_j\}} = \frac{p_{ij}}{p_{\cdot j}}, \quad i = 1, 2, \dots, \quad (1.47)$$

称为在 $Y = y$ 条件下随机变量 X 的条件分布律。

② 对于固定的 i , 若 $P\{X = x_i\} > 0$, 则

$$P\{Y = y_j|X = x_i\} = \frac{P\{X = x_i, Y = y_j\}}{P\{X = x_i\}} = \frac{p_{ij}}{p_{i\cdot}}, \quad j = 1, 2, \dots, \quad (1.48)$$

称为在 $X = x_1$ 条件下随机变量 Y 的条件分布律。

3. 随机变量的统计独立

现在把事件独立的概念引入到随机变量中来。

定义 1.29 相互独立

X, Y 是两个随机变量, 若对任意实数 x 和 y , 有

$$P\{X < x, Y < y\} = P\{(X < x) \cap (Y < y)\} = P\{X < x\} \cdot P\{Y < y\}, \quad (1.49)$$

则称随机变量 X, Y 相互独立。



二维随机变量 (X, Y) , X 与 Y 相互独立的条件为

$$F_{XY}(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y). \quad (1.50)$$

或

$$f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y). \quad (1.51)$$

把上两式代入条件分布函数和概率密度的定义 (式 (1-73)) 可得

$$\begin{cases} F_Y(y|x) = F_Y(y) \\ f_Y(y|x) = f_Y(y) \end{cases} \quad (1.52)$$

同理可得

$$\begin{cases} F_X(x|y) = F_X(x) \\ f_X(x|y) = f_X(x) \end{cases} \quad (1.53)$$

说明: 当 X 和 Y 相互独立时, X 在 $Y = y$ 的条件下的分布与 X 的无条件分布相同, 或者 Y 在 $X = x$ 的条件下的分布与 Y 的无条件分布相同。也就是说, 随机变量 X 的统计特征与随机变量 Y 的统计特征无关。

离散型随机变量 X 和 Y 独立的条件: 对所有 i, j , 均有 $p_{ij} = p_i \cdot p_j$ ($i, j = 1, 2, \dots$), 即

$$P\{X = x_i, Y = y_j\} = P\{X = x_i\} \cdot P\{Y = y_j\}. \quad (1.54)$$

例 1.30 (续上例) ⑦ X 和 Y 是否统计独立?

解: ⑦ 独立。因为存在下面的关系 (只需满足 a, b, c, d 任一条件即可推出统计独立)

a. 由已知条件和求得的结论可知

$$F_{XY}(x, y) = \begin{cases} (1 - e^{-x})(1 - e^{-y}), & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \quad (1.55)$$

$$F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & 0 < x < +\infty, \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, F_Y(y) = \begin{cases} 1 - e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.56)$$

所以 $F_{XY}(x, y) = F_X(x) \cdot F_Y(y)$ 成立, 则 X 和 Y 统计独立。

b. 由已知条件和求得的结论可知

$$F_X(x|y) = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, F_X(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.57)$$

所以 $F_X(x|y) = F_X(x)$ 成立, 则 X 和 Y 统计独立。

c. 由已知条件和求得的结论可知

$$f_{XY}(x, y) = \begin{cases} e^{-(x+y)}, & 0 < x < +\infty, 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.58)$$

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y}, & 0 < y < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.59)$$

所以 $f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ 成立, 则 X 和 Y 统计独立。

d. 由已知条件和求得的结论可知

$$f_X(x|y) = \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases}, f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & 0 < x < +\infty \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.60)$$

所以 $f_X(x|y) = f_X(x)$ 成立, 则 X 和 Y 统计独立。

1.1.3 多维随机变量

在实际问题中, 一些随机现象常常需要两个或两个以上的随机变量来描述, 例如高频信号的中心频率、带宽、振幅和初相位等等。为此, 我们需要引入多维随机量 (也可称为随机矢量) 的概念。

定义 1.31 随机矢量

设某随机试验的样本空间为 $\Omega = \{\omega\}$, 对于每一个样本点 $\omega \in \Omega$, $X_i = X_i(\omega)$, $i = 1, 2, \dots$ 是定义在同一个样本空间 Ω 上的 n 个随机变量, 则 (X_1, X_2, \dots, X_n) 称为 n 维随机变量, 其矢量形式 $[X_1, X_2, \dots, X_n]^T$ 也称为随机矢量。

本节我们简要回忆二维随机变量的情况, 它的很多结果都可以推广到多维随机变量上。

定义 1.32 联合分布

设 (X, Y) 是二维随机变量, 对于任意实数 x 和 y , 二元函数

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) \quad (1.61)$$

称为二维随机变量 (X, Y) 的分布函数, 或称随机变量 X 和 Y 的联合分布函数, 简称联合分布。

除了分布函数, 我们还将简单介绍边缘分布函数的概念。二维随机变量 (X, Y) 作为一个整体, 具有分布函数 $F(x, y)$. 而 X 和 Y 都是随机变量, 我们也可以对其中任何一个随机变量单独进行研究, 即求随机变量 X 或 Y 的分布, 这就是二维随机变量的边缘分布。它与二维变量的分布函数具有如下关系:

$$F_X(x) = P(X \leq x, Y < +\infty) = F(x, +\infty). \quad (1.62)$$

$$F_Y(y) = P(X < +\infty, Y \leq y) = F(+\infty, y). \quad (1.63)$$

同一维随机变量类似, 二维随机变量也可以分为离散型和连续型两种形式。

定义 1.33 二维离散型随机变量

如果二维随机变量 (X, Y) 的所有可能取值都是有限对或可列无限多对, 并且以确定的概率取各个不同的数对, 则称 (X, Y) 为二维离散型随机变量。

定义 1.34 联合概率分布

若 (X, Y) 是一个二维离散型随机变量, 它的一切可能取值为 (x_i, y_j) ($i, j = 1, 2, \dots$), 则

$$P(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}, i, j = 1, 2, \dots \quad (1.64)$$

称为 (X, Y) 的联合概率分布。

定义 1.35 联合概率密度函数

设二维随机变量 (X, Y) 的分布函数是 $F(x, y)$, 如果存在非负函数 $f(x, y)$ 使得对任意实数 x, y 有

$$F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) du dv, \quad (1.65)$$

则称 (X, Y) 是二维连续型随机变量, $f(x, y)$ 为二维连续型随机变量 (X, Y) 的联合

概率密度函数。

利用二维随机变量的联合分布函数与边缘分布函数，引入随机变量独立的概念。

定义 1.36 独立

设 $F(x, y)$ 是二维随机变量 (X, Y) 的联合分布函数， $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 是其边缘分布函数，若对任意实数 x 和 y ，有

$$F(x, y) = F_X(x)F_Y(y), \quad (1.66)$$

则称随机变量 X 和 Y 是统计独立的。

此外，对于两个随机变量，我们也可以讨论它们的条件分布。对二维离散随机变量，由条件概率的公式可得

$$P(X = x_i | Y = y_j) = \frac{P(X = x_i, Y = y_j)}{P(Y = y_j)}. \quad (1.67)$$

上式被称作在 $Y = y_i$ 条件下 $X = x$ 的条件概率，其中 $P(Y = y_i)$ 表示边缘分布函数。

由于连续型随机变量取任何单点数值的概率都是零，所以不能像离散型随机变量那样直接利用条件概率公式给出连续型随机变量的条件概率密度。因此，考虑采用极限的办法来解决：设 y 是定值，对任 $\Delta y > 0$ ， $P(y - \Delta y < Y \leq y + \Delta y) > 0$ ，若对任意实数 X ，极限 $\lim_{\Delta y \rightarrow 0} P(X \leq x | y - \Delta y < Y \leq y + \Delta y)$ 存在，则称此极限为在 $Y = y$ 条件下 X 的条件分布函数，记为 $P(X \leq x | Y = y)$ 。

定义 1.37 m 维边缘分布函数

n 维随机变量中的任意 m ($m < n$) 个分量的联合分布函数，都称为 n 维随机变量的 m 维边缘分布函数。

由 n 维随机变量的联合分布函数 $F_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ，可以得到它任意 m 个分量的边缘分布函数。如

$$\begin{aligned} F_X(x_1, x_2, \dots, x_m) &= F_X(x_1, x_2, \dots, x_m, \infty, \dots, \infty). \\ F_X(x_i) &= F_X(\infty, \dots, \infty, x_i, \infty, \dots, \infty). \end{aligned} \quad (1.68)$$

n 维随机变量中的任意 m ($m < n$) 个分量的概率密度，都称为 n 维随机变量的 m 维边缘概率密度。

由 n 维随机变量的联合概率密度 $f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 可以得到它任意 m 个分量的边缘概率密度。如

$$f_X(x_1, x_2, \dots, x_m) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x_1, \dots, x_m, x_{m+1}, \dots, x_n) dx_{m+1} dx_{m+2} \cdots dx_n. \quad (1.69)$$

$$f_X(x_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x_1, \dots, x_{i-1}, x_i, x_{i+1}, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_{i-1} dx_{i+1} \cdots dx_n. \quad (1.70)$$

4. 条件概率密度

定义 1.38 m 维边缘分布函数

n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 在给定 $X_1 = x_1$ 的条件下, 其余 $n-1$ 个分量 (X_2, X_3, \dots, X_n) 的条件概率密度为

$$f_X(x_2, \dots, x_n | x_1) = \frac{f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)}{f_X(x_1)}. \quad (1.71)$$

定义 1.39 m 维边缘分布函数

也可用多个随机变量固定为条件, 如在 $X_1 = x_1$ 和 $X_2 = x_2$ 条件下, 随机变量 (X_3, X_4, \dots, X_n) 的条件概率密度为

$$f_X(x_3, \dots, x_n | x_1, x_2) = \frac{f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)}{f_X(x_1, x_2)}. \quad (1.72)$$

在 X_1, X_2, \dots, X_{n-1} 固定的条件下, 随机变量 X_n 的条件概率密度为

$$f_X(x_n | x_1, x_2, \dots, x_{n-1}) = \frac{f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)}{f_X(x_1, x_2, \dots, x_{n-1})}. \quad (1.73)$$

利用上述条件概率密度的定义, 可得 n 维随机变量联合概率密度的递推公式:

$$\begin{aligned} f_X(x_1, \dots, x_n) &= f_X(x_n | x_1, \dots, x_{n-1}) f_X(x_{n-1} | x_1, \dots, x_{n-2}) \\ &\quad \cdots f_X(x_2 | x_1) f_X(x_1). \end{aligned} \quad (1.74)$$

证明. 归纳证明过程如下

① 二维情况 $f_X(x_1, x_2) = f_X(x_2 | x_1) f_X(x_1)$.

② 三维情况 $f_X(x_1, x_2, x_3) = f_X(x_3 | x_1, x_2) f_X(x_1, x_2)$.

可得到 (X_1, X_2, X_3) 三维联合概率密度的递推关系为

$$f_X(x_1, x_2, x_3) = f_X(x_3 | x_1, x_2) f_X(x_2 | x_1) f_X(x_1). \quad (1.75)$$

③ 由数学归纳法可推出 n 维随机变量联合概率密度的递推关系

$$f_X(x_1, x_2, x_3) = f_X(x_3|x_1, x_2) f_X(x_2|x_1) f_X(x_1). \quad (1.76)$$

当 X_1, X_2, \dots, X_n 相互独立时, 可进一步得到

$$f_X(x_1, \dots, x_n) = f_X(x_n) f_X(x_{n-1}) \cdots f_X(x_2) f_X(x_1). \quad (1.77)$$

□

例 1.40 四维随机变量 (X_1, X_2, X_3, X_4) 中各随机变量相互独立, 且都服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布。求: ① 四维随机变量的联合概率密度 $f_X(x_1, x_2, x_3, x_4)$ 。② 边缘概率密度 $f_X(x_1, x_2)$ 。③ 条件概率密度 $f_X(x_3|x_1, x_2)$ 和 $f_X(x_3, x_4|x_1, x_2)$ 。

解: ① X_i 服从 $(0, 1)$ 上的均匀分布, 则 X_i 的概率密度为

$$f_X(x_i) = \begin{cases} 1, & 0 < x_i < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.78)$$

且随机变量 X_1, X_2, X_3, X_4 相互独立, 则四维随机变量的联合概率密度为

$$\begin{aligned} f_X(x_1, x_2, x_3, x_4) &= f_X(x_1) \cdot f_X(x_2) \cdot f_X(x_3) \cdot f_X(x_4) \\ &= \begin{cases} 1, & 0 < x_1, x_2, x_3, x_4 < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.79)$$

② 同理可知 X_1, X_2 的联合概率密度为

$$f_X(x_1, x_2) = f_X(x_1) \cdot f_X(x_2) = \begin{cases} 1, & 0 < x_1, x_2 < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.80)$$

③ 因为随机变量 X_1, X_2, X_3, X_4 相互独立, 所以条件概率密度

$$f_X(x_3|x_1, x_2) = f_X(x_3) = \begin{cases} 1, & 0 < x_3 < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.81)$$

$$f_X(x_3, x_4|x_1, x_2) = f_X(x_3, x_4) = f_X(x_3) \cdot f_X(x_4) = \begin{cases} 1, & 0 < x_3, x_4 < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.82)$$

1.1.4 随机变量函数的分布

1. 一维随机变量函数的分布

定理 1.41 一维随机变量

X 是一个连续型随机变量, 其概率密度函数为 $f(x)$, $-\infty < X < +\infty$, $g(x)$ 处处可导且恒有 $g'(x) > 0$ 或恒有 $g'(x) < 0$, 则 $Y = g(X)$ 也是一个连续型随机变量, 且其概率密度函数为

$$f(y) = \begin{cases} f(h(y)) |h'(y)|, & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.83)$$

其中, $\alpha = \min\{g(-\infty), g(+\infty)\}$, $\beta = \max\{g(-\infty), g(+\infty)\}$, $h(y)$ 是 $g(x)$ 的反函数. ♡

特别地, 若随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 令随机变量 $Y = \frac{X-\mu}{\sigma}$, 则 $Y \sim N(0, 1)$.

证明. 1. 当 $y \leq \alpha$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\emptyset\} = 0$.

2. 当 $y \geq \beta$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\Omega\} = 1$.

3. 当 $\alpha \leq y < \beta$, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = P\{X \leq h(y)\} = \int_{-\infty}^{h(y)} f_X(x) dx$.

概率密度函数

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) h'(y), & \alpha \leq y < \beta \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

对于 $g'(x) < 0$ 的情况,

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) (-h'(y)), & \alpha \leq y < \beta \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

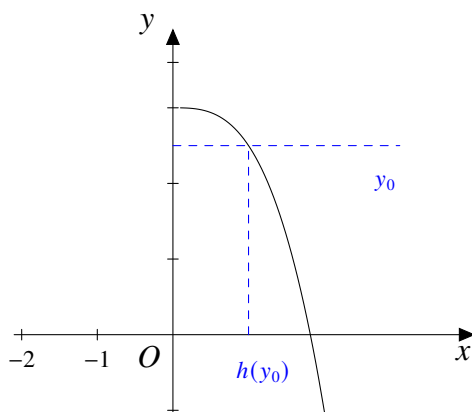


图 1-11 单调递减函数

对于 $g'(x) > 0$ 的情况,

$$f_Y(y) = F'_Y(y) \begin{cases} f_X(h(y))(h'(y)), & \alpha \leq y < \beta \\ 0, & \text{其他} \end{cases},$$

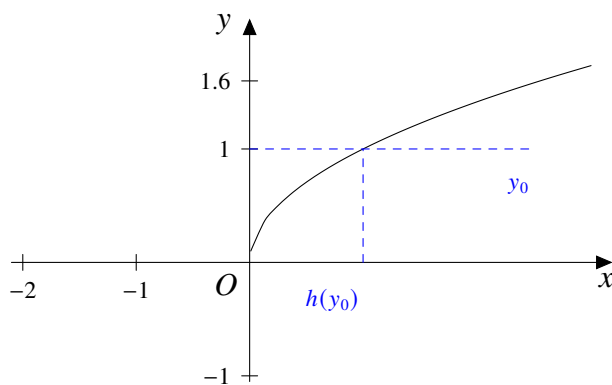


图 1-12 单调递增函数

合并后, 得密度函数

$$f_Y(y) = F'_Y(y) \begin{cases} f_X(h(y))|h'(y)|, & \alpha \leq y < \beta \\ 0, & \text{其他} \end{cases}.$$

□

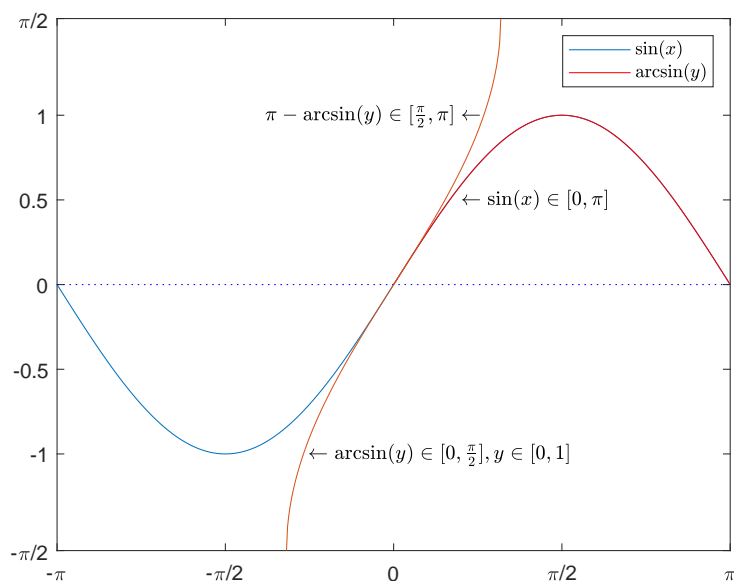
例 1.1.3

设 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{2x}{\pi^2}, & 0 < x < \pi \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

求 $Y = \sin X$ 的概率密度.



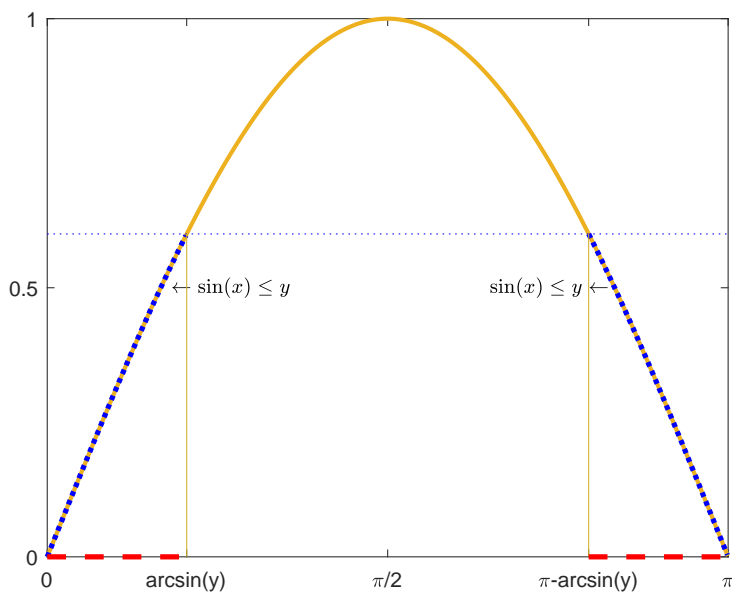
图 1-13 $\sin(x)$ 及其反函数的取值区间.

解: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{\sin X \leq y\}$.

- 当 $y < 0$ 时, $F_Y(y) = 0$.
- 当 $0 \leq y \leq 1$ 时: $F_Y(y) = P\{\sin X \leq y\} = P\{0 \leq X \leq \arcsin y\} + P\{\pi - \arcsin y \leq X \leq \pi\}$, ($x = \arcsin y \in [0, \frac{\pi}{2}]$, $0 \leq y \leq 1$; $x = \pi - \arcsin y \in [\frac{\pi}{2}, \pi]$, $0 \leq y \leq 1$. 如图 1-13 或者 1-14).

$$F_Y(y) = \int_0^{\arcsin y} \frac{2x}{\pi^2} dx + \int_{\pi - \arcsin y}^{\pi} \frac{2x}{\pi^2} dx.$$

- 当 $1 < y$ 时: $F_Y(y) = 1$.

图 1-14 $\sin(x) \leq y$ 的取值范围.

Y 的概率密度 $f(y)$ 为:

- $y \leq 0$ 时, $f(y) = [F_Y(y)]' = (0)' = 0$.
- $0 < y < 1$ 时, $f(y) = [F_Y(y)]' = \left(\int_0^{\arcsin y} \frac{2x}{\pi^2} dx + \int_{\pi - \arcsin y}^{\pi} \frac{2x}{\pi^2} dx \right)'$,
即

$$\begin{aligned}
 f(y) &= \left(\frac{x^2}{\pi^2} \Big|_0^{\arcsin y} + \frac{x^2}{\pi^2} \Big|_{\pi - \arcsin y}^{\pi} \right)' \\
 &= \left(\frac{(\arcsin y)^2}{\pi^2} + 1 - \frac{(\pi - \arcsin y)^2}{\pi^2} \right)' \\
 &= \left(\frac{(\arcsin y)^2}{\pi^2} + 1 - \frac{\pi^2 - 2\pi \arcsin y + (\arcsin y)^2}{\pi^2} \right)' \\
 &= \left(\frac{2\arcsin y}{\pi} \right)' = \frac{2}{\pi\sqrt{1-y^2}}.
 \end{aligned}$$

- $1 \leq y$ 时, $f(y) = [F_Y(y)]' = (1)' = 0$. 则 Y 的概率密度 $f(y)$ 为:

$$f(y) = \begin{cases} 0, & y \geq 1 \text{ 或 } y \leq 0, \\ \frac{2}{\pi\sqrt{1-y^2}}, & 0 < y < 1. \end{cases}$$

2. 多维随机变量函数的分布

定理 1.42 多维随机变量函数的分布

(X_1, X_2, \dots, X_n) 具有概率密度函数 $f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 的连续型 n 维随机变量,
 (1) $y_1 = g_1(x_1, x_2, \dots, x_n), \dots, y_n = g_n(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 是 n 维实数空间到自身的一对一的映射, 即存在定义在该变换值域上的逆变换:

$$x_1 = h_1(y_1, y_2, \dots, y_n), \quad \dots, \quad x_n = h_n(y_1, y_2, \dots, y_n).$$

(2) 变换和它的逆变换都是连续的;

(3) 偏导数 $\frac{\partial h_i}{\partial y_j}$ ($i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, n$) 存在且连续;

(4) 逆变换的雅可比行列式

$$J(y_1, y_2, \dots, y_n) = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial y_1} & \frac{\partial h_1}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial h_1}{\partial y_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial h_n}{\partial y_1} & \frac{\partial h_n}{\partial y_2} & \dots & \frac{\partial h_n}{\partial y_n} \end{vmatrix} \neq 0,$$

则 $(Y_1, Y_n) = (g_1(X_1, X_2, \dots, X_n), \dots, g_n(X_1, X_2, \dots, X_n))$ 的联合概率密度函数函数

$$f(y_1, y_2, \dots, y_n) = f(h_1(y_1, y_2, \dots, y_n), \dots, h_n(y_1, y_2, \dots, y_n)) |J|. \quad (1.84)$$

1.1.4.1 随机变量函数的分布

上节讨论了随机变量的概念及其分布。但实际工作中, 还经常遇到求随机变量函数分布的问题。例如电子系统中, 在 t 时刻一个概率密度为 $f(x)$ 的随机变量 X 通过一个非线性放大器。

$$Y = \begin{cases} X^{1/n}, & X \geq 0 \\ -|X|^{1/n}, & X < 0 \end{cases}, n \in \mathbb{Z}^+ \quad (1.85)$$

如何求出输出随机变量 Y 的概率密度呢? 显然, 若能找到求随机变量 X 的函数 $Y = g(X)$ 的概率密度的方法, 就能解决上述的实际问题。

1.1.4.2 一维随机变量函数的分布

对于一维随机变量函数的分布, 分成两种情况来讨论。

1. 单值变换

随机变量 X 和 Y 存在单调函数关系 $Y = g(X)$, 存在唯一反函数 $X = h(Y)$, 即若有一个 X 出现, 则必有一个与其对应的 Y 出现。若 X 位于 $(x_0, x_0 + dx)$ 区间内, 则 Y 必位于

$(y_0, y_0 + dy)$ 区间内。因此, X 落在区间 $(x_0, x_0 + dx)$ 内的概率等于 Y 落在区间 $(y_0, y_0 + dy)$ 的概率, 有

$$P\{x_0 < X \leq x_0 + dx\} = P\{y_0 < Y \leq y_0 + dy\}. \quad (1.86)$$

可得

$$f_Y(y)dy = f_X(x)dx. \quad (1.87)$$

所以

$$f_Y(y) = f_X(x) \frac{dx}{dy} = [h'(y)] \cdot f_X[h(y)]. \quad (1.88)$$

由于概率密度不可能取负值, 所以 dx/dy 应取绝对值, 即

$$f_Y(y) = |h'(y)| \cdot f_X[h(y)]. \quad (1.89)$$

这样, 不论 $h(y)$ 是单调增函数 ($h'(y) > 0$), 还是单调减函数 ($h'(y) < 0$), 上式均成立。

例 1.43 随机变量 X 和 Y 之间成线性关系: $Y = X + 5$ 。已知随机变量 X 服从标准高斯分布。求随机变量 Y 的概率密度。

解: 随机变量 X 和 Y 之间存在唯一的反函数, 其表达式为 $X = h(Y) = Y - 5$, 则 $x = h(y) = y - 5$, 所以 $|h'(y)| = 1$ 。由单值变换公式可得

$$f_Y(y) = |h'(y)| f_X[h(y)] = 1 \cdot f_X(y - 5) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-5)^2}{2}}; \quad (1.90)$$

可见, x 服从高斯分布, 其线性函数 $y = x + 5$ 也服从高斯分布。

思考: 若随机变量 X 服从高斯分布, 其线性函数 $Y = ax + b$ ($a \neq 0$) 是否服从高斯分布?

2. 多值变换

随机变量 X 和 Y 存在非单调函数关系 $Y = g(X)$, 反函数 $X = h(Y)$ 不唯一, 如果 Y 值可能对应着两个 X 值, $X_1 = h_1(Y)$ 和 $X_2 = h_2(Y)$ 。所以, 当 X 位于 $(x_1, x_1 + dx_1)$ 内或位于 $(x_2, x_2 + dx_2)$ 内时, 两事件中只要有一个发生, 则 Y 位于 $(y_0, y_0 + dy)$ 内的事件就发生。因此, 根据和事件概率的求法可得

$$f_Y(y)dy = f_X(x_1)dx_1 + f_X(x_2)dx_2. \quad (1.91)$$

将 x_1 用 $h_1(y)$ 代入, x_2 用 $h_2(y)$ 代入, 可得

$$f_Y(y) = |h'_1(y)| f_X[h_1(y)] + |h'_2(y)| f_X[h_2(y)]. \quad (1.92)$$

更复杂的是一个 Y 值对应多个值的情况。此时, 将上式作进一步推广, 由概率可加性可得

$$f_Y(y)dy = f_X(x_1)dx_1 + f_X(x_2)dx_2 + f_X(x_3)dx_3 + \cdots \quad (1.93)$$

则

$$f_Y(y) = |h'_1(y)| f_X[h_1(y)] + |h'_2(y)| f_X[h_2(y)] + |h'_3(y)| f_X[h_3(y)] + \cdots \quad (1.94)$$

例 1.44 已知随机变量 X 服从标准高斯分布, 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率。

解: 随机变量 X 和 Y 之间的反函数关系为

$$X = h(Y) = \pm\sqrt{Y}. \quad (1.95)$$

其反函数导数的绝对值为

$$|h'_1(y)| = |h'_2(y)| = \left| \frac{dx}{dy} \right| = \frac{1}{2\sqrt{y}}. \quad (1.96)$$

① 当 $y < 0$ 时, $\{X^2 \leq y\}$ 为不可能事件, 所以 $P\{X^2 \leq y\} = 0$, 得 $F_Y(y) = 0$, 因此, 当 $y < 0$ 时, 其概率密度 $f(y) = 0$ 。

② 当 $y > 0$ 时, 反函数为 $X = h(Y) = \pm\sqrt{Y}$ 是双值变换。已知变量 x 服从标准高斯分布, 则

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= |h'_1(y)| f_X[h_1(y)] + |h'_2(y)| f_X[h_2(y)] \\ &= \frac{1}{2\sqrt{y}} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(-\sqrt{y})^2/2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(\sqrt{y})^2/2} \right) \\ &= \frac{1}{2\sqrt{y}} \cdot \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-y/2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-1/2} e^{-y/2}. \end{aligned} \quad (1.97)$$

综合①②可得

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-1/2} e^{-y/2}, & y > 0 \\ 0, & y < 0 \end{cases}. \quad (1.98)$$

称之为 χ^2 分布。说明一个高斯变量经过平方变换以后, 其概率密度为 χ^2 分布, 如图 1-15 所示。

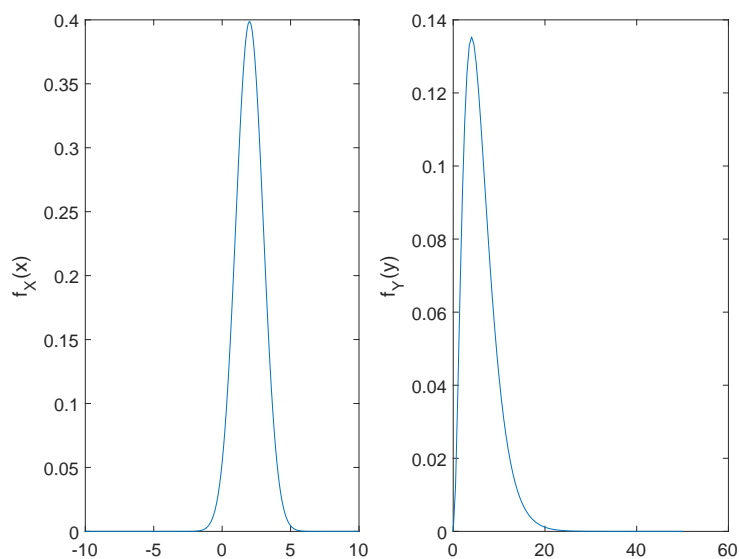


图 1-15 输入、输出随机变量的概率密度: $\mu = 2, \sigma = 1, n = 6$

1.1.4.3 二维随机变量函数的分布

求解二维问题所采用的方法基本上和一维情况相似, 仅仅是稍微复杂一些。已知二维随机变量 (X_1, X_2) 的联合概率密度为 $f_X(x_1, x_2)$, 要求新的二维随机变量 (Y_1, Y_2) 的联合概率密度 $f_Y(y_1, y_2)$, 其中 Y_1, Y_2 分别为 (X_1, X_2) 的函数, 则

$$\begin{cases} Y_1 = g_1(X_1, X_2) \\ Y_2 = g_2(X_1, X_2) \end{cases} \quad (1.99)$$

函数 $g_1(\cdot), g_2(\cdot)$ 可以是单值变换, 也可以是多值变换。

1. 单值变换

若解出的反函数

$$\begin{cases} X_1 = h_1(Y_1, Y_2) \\ X_2 = h_2(Y_1, Y_2) \end{cases} \quad (1.100)$$

是唯一的, 则称二维随机变量 (X_1, X_2) 与 (Y_1, Y_2) 之间是单值的函数变换, 简称单值变换。与一维随机变量类似, 单值变换是一一对应的变换。换句话说, 当随机点落入 x_1Ox_2 平面时, 在 y_1Oy_2 平面内有且仅有一个随机点与其对应, 反之亦然。假设 $dS_{x_1x_2}$ 是 x_1Ox_2 平面内的一个任意闭域, $dS_{y_1y_2}$ 是它在 y_1Oy_2 平面中的映射, 如图 1-16 所示那么 (X_1, X_2) 点落入 $dS_{x_1x_2}$ 区间的概率 $f_X(x_1, x_2) dS_{x_1x_2}$ 等于它的映射 (Y_1, Y_2) 落入 $dS_{y_1y_2}$ 区间的概率 $f_Y(y_1, y_2) dS_{y_1y_2}$ 。

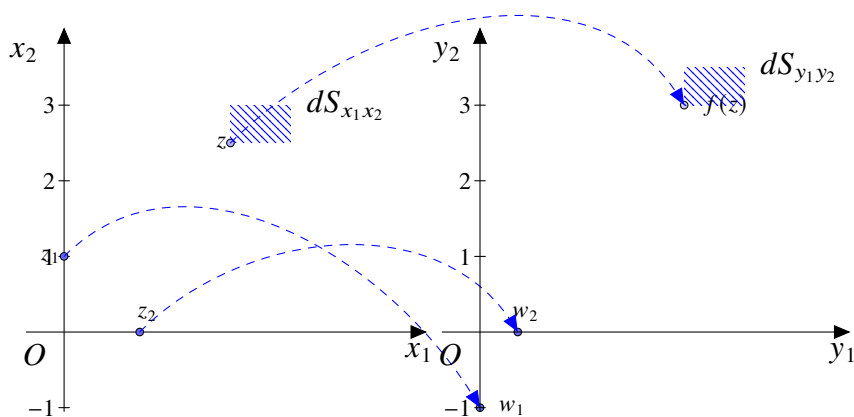


图 1-16 单值映射下, 函数变换对应的区间变换

所以, 新的二维随机变量 (Y_1, Y_2) 的概率密度为

$$f_Y(y_1, y_2) = f_X(x_1, x_2) \cdot \frac{dS_{x_1x_2}}{dS_{y_1y_2}}. \quad (1.101)$$

坐标转换中 $dS_{x_1x_2}$ 和 $dS_{y_1y_2}$ 之间的变换称为雅可比变换。可得雅可比行列式为

$$J = \frac{dS_{x_1x_2}}{dS_{y_1y_2}} = \frac{\partial(x_1, x_2)}{\partial(y_1, y_2)} = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_1}{\partial y_1} & \frac{\partial h_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial h_2}{\partial y_1} & \frac{\partial h_2}{\partial y_2} \end{vmatrix}. \quad (1.102)$$

于是

$$\begin{aligned} f_Y(y_1, y_2) &= f_X(x_1, x_2) \left| \frac{dS_{x_1x_2}}{dS_{y_1y_2}} \right| = |J| f_X(x_1, x_2) \\ &= |J| f_X[h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2)]. \end{aligned} \quad (1.103)$$

例 1.45 已知二维随机变量 (X_1, X_2) 的联合概率密度

$$f_X(x_1, x_2) = \begin{cases} e^{-(x_1+x_2)}, & x_1 > 0, x_2 > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.104)$$

新的二维随机变量 (Y_1, Y_2) 是 (X_1, X_2) 的函数, 满足关系

$$Y_1 = \frac{X_1 + X_2}{2}, \quad Y_2 = \frac{X_1 - X_2}{2}. \quad (1.105)$$

求: ① 二维随机变量 (Y_1, Y_2) 的联合概率密度 $f_{XY}(y_1, y_2)$. ② 边缘密度 $f_Y(y_1)$ 和 $f_Y(y_2)$, 说明 Y_1 与 Y_2 是否相互独立。

解: ① 由函数关系, 可以找出唯一的反函数

$$\begin{cases} x_1 = h_1(y_1, y_2) = y_1 + y_2 \\ x_2 = h_2(y_1, y_2) = y_1 - y_2 \end{cases} \quad (1.106)$$

则其雅可比行列式为

$$J = \frac{\partial(x_1, x_2)}{\partial(y_1, y_2)} = \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{vmatrix} = -2. \quad (1.107)$$

可得

$$\begin{aligned} f_Y(y_1, y_2) &= |J| f_X[h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2)] \\ &= 2f_X[y_1 + y_2, y_1 - y_2] = \begin{cases} 2e^{-2y_1}, & y_1 > |y_2| \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.108)$$

其中, 根据 (X_1, X_2) 与 (Y_1, Y_2) 的函数关系, 将 (X_1, X_2) 的值域映射到 y_1Oy_2 平面, 找出 (Y_1, Y_2) 的值域, 如图 1-17 所示。 (Y_1, Y_2) 的值域满足

$$\begin{cases} x_1 > 0 \\ x_2 > 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} y_1 + y_2 > 0 \\ y_1 - y_2 > 0 \end{cases} \Rightarrow y_1 > |y_2| \geq 0. \quad (1.109)$$

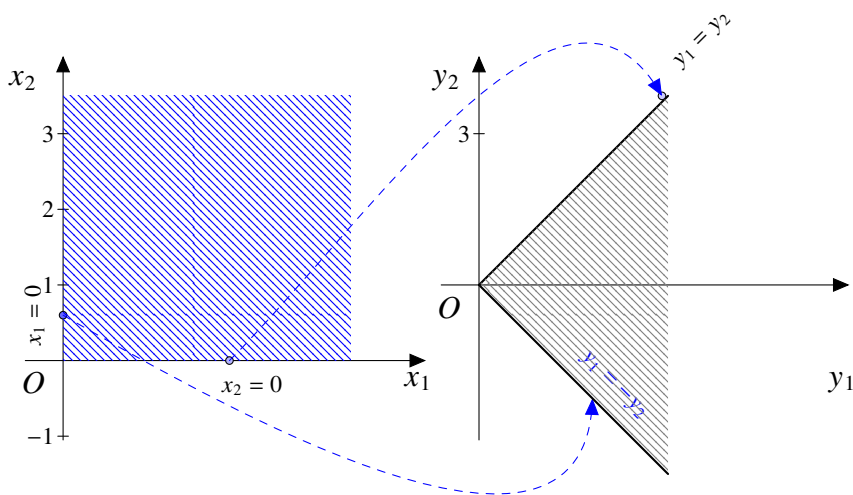


图 1-17 例 1.45 的区间变换

② 其边缘分布为

$$\begin{aligned} f_Y(y_1) &= \int_{-y_1}^{y_1} f_Y(y_1, y_2) dy_2 = \int_{-y_1}^{y_1} 2e^{-2y_1} dy_2 = 4y_1 e^{-2y_1}, y_1 > 0 \\ f_Y(y_2) &= \begin{cases} \int_{y_2}^{\infty} 2e^{-2y_1} dy_1 = e^{-2y_2}, y_2 \geq 0 \\ \int_{-y_2}^{\infty} 2e^{-2y_1} dy_1 = e^{2y_2}, y_2 < 0 \end{cases} = e^{-2|y_2|}, -\infty < y_2 < +\infty \end{aligned} \quad (1.110)$$

由于

$$\begin{aligned} f_Y(y_1) \cdot f_Y(y_2) &= 4y_1 e^{-2(y_1+|y_2|)} \\ &\neq f_Y(y_1, y_2) = \begin{cases} 2e^{-2y_1}, & y_1 > |y_2| \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \end{aligned} \quad (1.111)$$

所以 Y_1 与 Y_2 不是相互独立的。

2. 多值变换

若能从 $g_1(\cdot), g_2(\cdot)$ 中解出的 X_1 和 X_2 不是唯一的, 如解出两对反函数

$$\begin{cases} X_{a_1} = h_{a_1}(Y_1, Y_2) \\ X_{a_2} = h_{a_2}(Y_1, Y_2) \end{cases}, \begin{cases} X_{b_1} = h_{b_1}(Y_1, Y_2) \\ X_{b_2} = h_{b_2}(Y_1, Y_2) \end{cases}. \quad (1.112)$$

这种 (Y_1, Y_2) 有多个 (X_1, X_2) 与其对应的函数变换, 称之为多值变换。与一维的多值变换情况类似, 可用概率的加法定理, 求二维随机变量的多值变换函数的概率密度, 即

$$f_Y(y_1, y_2) = |J_a| f_X[h_{a_1}(y_1, y_2), h_{a_2}(y_1, y_2)] + |J_b| f_X[h_{b_1}(y_1, y_2), h_{b_2}(y_1, y_2)]. \quad (1.113)$$

其中, 雅可比行列式

$$J_a = \frac{\partial(x_{a_1}, x_{a_2})}{\partial(y_1, y_2)} = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_{a_1}}{\partial y_1} & \frac{\partial h_{a_1}}{\partial y_2} \\ \frac{\partial h_{a_2}}{\partial y_1} & \frac{\partial h_{a_2}}{\partial y_2} \end{vmatrix}, \quad (1.114)$$

$$J_b = \frac{\partial(x_{b_1}, x_{b_2})}{\partial(y_1, y_2)} = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_{b_1}}{\partial y_1} & \frac{\partial h_{b_1}}{\partial y_2} \\ \frac{\partial h_{b_2}}{\partial y_1} & \frac{\partial h_{b_2}}{\partial y_2} \end{vmatrix}. \quad (1.115)$$

1.1.4.4 n 维随机变量函数的分布

由上述的一维和二维随机变量函数变换的结论, 可用归纳法将其扩展到 n 维变换的情况。若 n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) 与其函数 (Y_1, \dots, Y_n) 间的变换是单值的, 即有唯一反函数

$$\begin{cases} X_1 = h_1(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \\ X_2 = h_2(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \\ \vdots \\ X_n = h_n(Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \end{cases}. \quad (1.116)$$

则

$$\begin{aligned} f_Y(y_1, \dots, y_n) &= |J| \cdot f_X(x_1, \dots, x_n) \\ &= |J| \cdot f_X[h_1(y_1, \dots, y_n), \dots, h_n(y_1, \dots, y_n)]. \end{aligned} \quad (1.117)$$

雅可比行列式为

$$J = \frac{\partial(x_1, \dots, x_n)}{\partial(y_1, \dots, y_n)} = \begin{vmatrix} \frac{\partial h_1(y_1, \dots, y_n)}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial h_1(y_1, \dots, y_n)}{\partial y_n} \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial h_n(y_1, \dots, y_n)}{\partial y_1} & \dots & \frac{\partial h_n(y_1, \dots, y_n)}{\partial y_n} \end{vmatrix}. \quad (1.118)$$

例 1.46 已知 n 维随机变量 (X_1, \dots, X_n) 的联合概率密度 $f_X(x_1, \dots, x_n)$, 求随机变量 Y 的概率密度 $f_Y(y)$, 其中 $Y = \sum_{i=1}^n X_i$.

解: 要想进行雅可比变换, 必须保证变换的维数相同, 因此必须构造新的 n 维随机变量 (Y_1, \dots, Y_n) , 使满足

$$Y_1 = X_1, Y_2 = X_2, \dots, Y_{n-1} = X_{n-1}, Y_n = \sum_{i=1}^n X_i = Y. \quad (1.119)$$

解出反函数

$$X_1 = Y_1, X_2 = Y_2, \dots, X_{n-1} = Y_{n-1}, X_n = Y_n - \sum_{i=1}^{n-1} Y_i. \quad (1.120)$$

则 n 维雅可比行列式为

$$J = \begin{vmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \\ -1 & -1 & \dots & -1 & 1 \end{vmatrix} = 1. \quad (1.121)$$

所以 n 维随机变量 (Y_1, \dots, Y_n) 的联合概率密度为

$$f_Y(y_1, \dots, y_n) = f_X\left(y_1, \dots, y_{n-1}, y_n - \sum_{i=1}^{n-1} y_i\right). \quad (1.122)$$

其关于 Y 的边缘分布, 即随机变量 Y 的概率密度 $f_Y(y)$ 为

$$f_Y(y) = f_Y(y_n) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_X\left(y_1, \dots, y_{n-1}, y_n - \sum_{i=1}^{n-1} y_i\right) dy_1 \dots dy_{n-1}. \quad (1.123)$$

1.1.4.5 随机变量函数分布的广义定积分方法

随机变量的函数分布是概率论与数理统计中的重要内容之一,关于二维随机变量分布函数与概率密度的求解是一个难点。对于二维随机变量的函数的概率密度的计算,一般教材和文献仅给出随机变量的和、差、积和商的概率密度公式,其余均须按定义先求其分布函数,然后对分布函数求导得到概率密度。尽管求解思路不复杂,但求分布函数时多需要分区域求二重积分,而正确划分积分区域给出准确表达积分式往往难度较大,极易出错,运算量巨大。为了解决这一难题,文中应用积分变换给出了二维随机变量的函数的概率密度的新计算公式 [宋明娟 2011]。利用这些公式求概率密度,仅需完成广义定积分计算即可,较分布函数法降低了积分重数,简化了计算难度,提高了计算效率和准确率。

定理 1.1.1

设二维随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, $Z = g(X, Y)$ 为关于随机变量 X 或 Y 的概率密度,可按如下方式计算

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y(x, z)) \left| \frac{\partial y}{\partial z} \right| dx. \quad (1.124)$$

或

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x(y, z), y) \left| \frac{\partial x}{\partial z} \right| dy. \quad (1.125)$$

证明 若当 $y \in (-\infty, +\infty)$ 时, $\frac{\partial z}{\partial y} > 0$, 则函数 $z = g(x, y)$ 关于变量 y 严格单调增加, 它的反函数 $y = y(x, z)$ 及 $\frac{\partial y}{\partial z}$ 必存在, 且 $\frac{\partial y}{\partial z} > 0$, 于是雅可比行列式

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial z} & \frac{\partial y}{\partial z} \\ \frac{\partial x}{\partial \theta} & \frac{\partial y}{\partial \theta} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 1 & \frac{\partial y}{\partial x} \\ 0 & \frac{\partial y}{\partial z} \end{vmatrix} = \frac{\partial y}{\partial z}.$$

(X, Z) 的联合分布为

$$\begin{aligned} F(x, z) &= P\{X \leq x, Z(X, Y) \leq z\} = P\{X \leq x, Y \leq y(x, z)\} \\ &= \int_{-\infty}^x dx \int_{-\infty}^{y(x, z)} f(x, y) dy = \frac{\partial y}{\partial z}. \end{aligned}$$

所以

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y(x, z)) \frac{\partial y}{\partial z} dx.$$

若当 $y \in (-\infty, +\infty)$ 时, $\frac{\partial z}{\partial y} < 0$, 则

$$\begin{aligned} F(x, z) &= P\{X \leq x, Z(X, Y) \leq z\} = P\{X \leq x, Y \geq y(x, z)\} \\ &= \int_{-\infty}^x dx \int_{y(x, z)}^{+\infty} f(x, y) dy. \\ &= \int_{-\infty}^x dx \int_{-\infty}^z f(x, y(x, z)) \left(-\frac{\partial y}{\partial z}\right) dz. \end{aligned}$$

综上可得, 当 z 为 y 的严格单调函数且 $\frac{\partial y}{\partial z}$ 处处存在, 则有

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y(x, z)) \left|\frac{\partial y}{\partial z}\right| dx.$$

同理, 当 z 为 x 的严格单调函数且 $\frac{\partial x}{\partial z}$ 处处存在, 则有

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x(y, z), y) \left|\frac{\partial x}{\partial z}\right| dy.$$

推论 1 设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, a, b 为非零实数, 则

(1) $Z = aX + bY$ 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(x, \frac{z - ax}{b}\right) \left|\frac{1}{b}\right| dx.$$

或

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(\frac{z - by}{a}, y\right) \left|\frac{1}{a}\right| dy.$$

(2) $Z = \frac{Y}{aX}$ 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, axz) |ax| dx.$$

(3) $Z = aXY$ 的概率密度为

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(x, \frac{z}{ax}\right) \left|\frac{1}{ax}\right| dx.$$

或

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f\left(\frac{z}{ay}, y\right) \left|\frac{1}{ay}\right| dy.$$

例 1.1.4

设 (X, Y) 服从 $D = \{(x, y) \mid -1 \leq x \leq 10 \leq y < 1\}$ 上的均匀分布。试求 $Z = \frac{Y}{3X}$ 的概率密度 $f_Z(z)$ 。

解 (X, Y) 的联合概率密度为

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \leq x \leq 1, 0 \leq y < 1 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

由 $Z = \frac{Y}{3X}$, 得 $Y = 3XZ, \frac{\partial Y}{\partial Z} = 3X$,

$$f(x, 3xz) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & -1 \leq x \leq 0, \frac{1}{3x} \leq z < 0 \text{ 或 } 0 \leq x \leq 1, 0 \leq z < \frac{1}{3x} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.126)$$

于是

$$\begin{aligned} f_Z(z) &= \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, 3xz) |3x| dx = \begin{cases} \int_{\frac{1}{3}}^0 \frac{-3x}{2} dx, & -\infty < z < -\frac{1}{3} \\ \int_{-1}^0 \frac{-3x}{2} dx, & -\frac{1}{3} \leq z < 0 \\ \int_0^1 \frac{3x}{2} dx, & 0 \leq z < \frac{1}{3} \\ \int_0^{\frac{1}{3}} \frac{3x}{2} dx, & \frac{1}{3} \leq z < +\infty \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{12z^2}, & |z| \geq \frac{1}{3} \\ \frac{3}{4}, & |z| < \frac{1}{3} \end{cases} \end{aligned} \quad (1.127)$$

定理 1.1.2

设二维连续型随机变量 (X, Y) 的概率密度为 $f(x, y)$, $Z = g(X, Y)$ 关于随机变量 X 或 Y 在区间 $I_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 上为严格单调函数, 且 $\frac{\partial Z}{\partial X}$ 或 $\frac{\partial Z}{\partial Y}$ 处处存在, 其在区间 I_i 上的反函数为 $y = y_i(x, z)$ 或 $x = x_i(y, z)$, 若 $I_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 互不相交且 $\bigcup_{i=1}^n I_i = (-\infty, +\infty)$, 则随机变量 Z 的概率密度为

$$f_Z(z) = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y_i(x, z)) \left| \frac{\partial y_i}{\partial z} \right| dx. \quad (1.128)$$

或

$$f_Z(z) = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_i(y, z), y) \left| \frac{\partial x_i}{\partial z} \right| dy. \quad (1.129)$$

证明 若 $Z = g(X, Y)$ 关于随机变量 Y 在区间 $I_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 上为严格单调函数,

则随机变量 (X, Z) 的联合分布为

$$\begin{aligned}
 F(x, z) &= P\{X \leq x, Z \leq z\} = P\left\{\bigcup_{i=1}^n (X \leq x, g(X, Y) \leq z, Y \in I_i)\right\} \\
 &= \sum_{i=1}^n P\{X \leq x, g(X, Y) \leq z, Y \in I_i\} \\
 &= \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y_i(x, z)) \left| \frac{\partial y_i}{\partial z} \right| dz \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} dx \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\sum_{i=1}^n f(x, y_i(x, z)) \left| \frac{\partial y_i}{\partial z} \right| \right] dz.
 \end{aligned} \tag{1.130}$$

所以 (X, Z) 的联合概率密度为

$$\sum_{i=1}^n f(x, y_i(x, z)) \left| \frac{\partial y_i}{\partial z} \right|.$$

Z 的概率密度为

$$f_Z(z) = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y_i(x, z)) \left| \frac{\partial y_i}{\partial z} \right| dx. \tag{1.131}$$

同理可证当 $Z = g(X, Y)$ 关于随机变量 X 在区间 I_i ($i = 1, 2, \dots, n$) 上严格单调函数时,

$$f_Z(z) = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{+\infty} f(x_i(y, z), y) \left| \frac{\partial x_i}{\partial z} \right| dy.$$

例 1.1.5

设随机变量 X 和 Y 相互独立, 并且都服从正态分布 $N(0, \sigma^2)$, 求随机变量 $Z = \sqrt{X^2 + Y^2}$ 的概率密度。

解由于 X 和 Y 相互独立, 因此 (X, Y) 的概率密度为

$$f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}}, x, y \in \mathbb{R}. \tag{1.132}$$

由 $z = \sqrt{x^2 + y^2}$, 解得

$$\begin{cases} y_1 = \sqrt{z^2 - x^2}, & \frac{\partial y_1}{\partial z} = \frac{z}{\sqrt{z^2 - x^2}} > 0, & |x| \leq z \\ y_2 = -\sqrt{z^2 - x^2}, & \frac{\partial y_2}{\partial z} = -\frac{z}{\sqrt{z^2 - x^2}} < 0, & |x| \leq z \end{cases}, \tag{1.133}$$

$$f\left(x, \pm\sqrt{z^2 - x^2}\right) = \begin{cases} \frac{z}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, & |x| < z \\ 0, & \text{其他} \end{cases}. \tag{1.134}$$

当 $z > 0$ 时,

$$\begin{aligned}
 f_z(z) &= \int_{-z}^z f(x, \sqrt{z^2 - x^2}) \frac{z}{\sqrt{z^2 - x^2}} dx \\
 &\quad + \int_{-z}^2 f(x, -\sqrt{z^2 - x^2}) \frac{z}{\sqrt{z^2 - x^2}} dx \\
 &= 4 \int_0^z \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}} \frac{z}{\sqrt{z^2 - x^2}} dx = \frac{2z}{\pi\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}} \left[\arcsin \frac{x}{z} \right]_0^z \\
 &= \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}.
 \end{aligned} \tag{1.135}$$

显然, 当 $z \leq 0$ 时, $f_Z(z) = 0$.

综上所述可得

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{z}{\sigma^2} e^{-\frac{z^2}{2\sigma^2}}, & z \geq 0 \\ 0, & z < 0 \end{cases}, Z \sim \text{Rayleigh}(\sigma). \tag{1.136}$$


1.1.5 随机变量的数字特征

在实用中, 概率分布函数 (或概率密度函数) 往往很难获得, 有时也仅仅需要随机变量的一些统计特性。下面以连续型随机变量为例, 描述随机变量的期望、方差和相关系数等数字特征。

定义 1.47 数学期望

变量 X 的数学期望定义为

$$E\{X\} = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx. \tag{1.137}$$

数学期望是在概率统计意义上的一种平均, 称为集合均值, 简称集平均, 因此 $E\{X\}$ 又称为均值. 

1) 数学期望具有如下一些基本的性质:

(1) 常量的数学期望等于常量本身。

(2) 对常数 a_i ($i = 1, 2, \dots, n$), 有

$$E \left\{ \sum_{i=1}^n a_i X_i \right\} = \sum_{i=1}^n a_i E \{X_i\}. \tag{1.138}$$

(3) X_i ($i = 1, 2, \dots, n$) 相互独立, 则

$$E \{X_1 X_2 \cdots X_n\} = \prod_{i=1}^n E \{X_i\}. \tag{1.139}$$

例 1.48 随机变量 X 在区间 (a, b) 上服从均匀分布, 求 X 的数学期望。

解: 由于 X 服从均匀分布, 则概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.140)$$

则数学期望为

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{b+a}{2}. \quad (1.141)$$

2) 一维随机变量函数的数学期望

实际应用中, 不仅要会求随机变量的期望, 还要求随机变量函数的数学期望。例如: 飞机机翼受到的压力 $W = KV$ ($K > 0$) 是常数, V 表示风速, 是个随机变量, 若要计算受到的压力 W 的统计平均值, 即求随机变量 V 的函数 W 的数学期望。下面讨论已知随机变量 X 的分布, 求其函数 $Y = g(X)$ 的数学期望。

已知随机变量 X 的概率密度函数 $f_X(x)$, 且随机变量 $Y = g(X)$, 其中 $g(\cdot)$ 是连续型实函数。随机变量 Y 的数学期望为

$$E[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy. \quad (1.142)$$

由于 $f_Y(y)$ 未知, 故下一步利用 $f_X(x)$, 求出 $f_Y(y)$ 。

① 若 $g(\cdot)$ 是单值变换, 则

$$f_Y(y) dy = f_X(x) dx \Rightarrow f_Y(y) = f_X(x) dx / dy. \quad (1.143)$$

代入期望定义式得

$$E[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx = E[g(X)]. \quad (1.144)$$

② 若 $g(\cdot)$ 是多值变换

$$\begin{aligned} f_Y(y) dy &= f_X(x_1) dx_1 + f_X(x_2) dx_2 + \dots \\ f_Y(y) &= [f_X(x_1) dx_1 + f_X(x_2) dx_2 + \dots] / dy. \end{aligned} \quad (1.145)$$

代入期望定义式得

$$\begin{aligned} E[Y] &= \int_{D_{x_1}} g(x_1) f_X(x_1) dx_1 + \int_{D_{x_2}} g(x_2) f_X(x_2) dx_2 + \dots \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx = E[g(X)]. \end{aligned} \quad (1.146)$$

其中 D_{x_1}, D_{x_2}, \dots 为 $f_X(x_1), f_X(x_2), \dots$ 的定义域。

综合①②可知, 无论函数 $g(X)$ 是单值还是多值变换随机变量函数的期望定义如下:

定义 1.49 随机变量函数的期望

若连续型变量 X 的概率密度为 $f_X(x)$, 且 $\int_{-\infty}^{\infty} |g(x)|f_X(x)dx < \infty$, 则函数 $g(X)$ 的期望为

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_X(x)dx. \quad (1.147)$$

若 X 为离散型变量, 且 $\sum_{k=1}^{\infty} |g(x_k)|p_k < \infty$, 则函数 $g(X)$ 的期望为

$$E[g(X)] = \sum_{k=1}^{\infty} g(x_k)p_k. \quad (1.148)$$

例 1.50 随机变量 X 在区间 (a, b) 上服从均匀分布, 求 $g(X) = x^2 + 1$ 的数学期望.

解: 由于 X 服从均匀分布, 则概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1.149)$$

则函数的数学期望为

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_X(x)dx = \int_a^b \frac{x^2+1}{b-a}dx = \frac{1}{3}(a^2+ab+b^2)+1. \quad (1.150)$$

3. 二维随机变量及其函数的数学期望

定义 1.51 二维连续型随机变量函数的期望

设 (X, Y) 是定义在概率空间 (Ω, F, P) 上的二维连续型随机变量, 且联合概率密度 $f_{XY}(x, y)$ 已知, 则由联合概率密度与边缘概率密度的关系及期望定义式可得

$$\begin{cases} E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xf_{XY}(x, y)dxdy; \\ E[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} yf(y)dy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} yf_{XY}(x, y)dxdy. \end{cases} \quad (1.151)$$

定义 1.52 二维离散型随机变量函数的期望

若 (X, Y) 为离散型随机变量, 且联合概率分布率 $P\{X=x, Y=y\}$ 已知, 则

$$\begin{cases} E[X] = \sum_i x_i P\{X=x_i\} = \sum_i \sum_j x_i P\{X=x_i, Y=y_j\}; \\ E[Y] = \sum_j y_j P\{Y=y_j\} = \sum_j \sum_i y_j P\{X=x_i, Y=y_j\}. \end{cases} \quad (1.152)$$

仿照单个随机变量函数求期望的方法, 二维随机变量函数 $g(X, Y)$ 的数学期望定义为

定义 1.53 二维离散型随机变量函数的期望

二维随机变量函数 $g(X, Y)$ 的数学期望为

$$\begin{aligned} E[g(X, Y)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{XY}(x, y) dx dy. \\ E[g(X, Y)] &= \sum_i \sum_j g(x_i, y_j) P\{X = x_i, Y = y_j\}. \end{aligned} \quad (1.153)$$

**4. n 维随机变量的数学期望****定义 1.54 n 维连续型随机变量的期望**

设 (X_1, X_2, \dots, X_n) 是定义在概率空间 (Ω, F, P) 上的 n 维连续型随机变量, 若其联合概率密度分布为 $f_X(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 则与二维情况类似, 有

$$E[X_i] = \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty}}_{n-1 \text{ 重积分}} x_i f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n, i = 1, 2, \dots, n; \quad (1.154)$$

**定义 1.55 n 维连续型随机变量函数的期望**

若 n 维随机变量的函数为 $g(X_1, X_2, \dots, X_n)$, 则 n 维随机变量函数的数学期望为

$$E[g(X_1, X_2, \dots, X_n)] = \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty}}_{n \text{ 重积分}} g(x_1, \dots, x_n) f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n. \quad (1.155)$$

**定义 1.56 随机矢量的期望**

当 n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 用随机矢量 $X = \begin{bmatrix} X_1 & \dots & X_n \end{bmatrix}^T$ 来表示, 且若随机矢量 X 中的每个分量 X_i 的数学期望均存在 ($E[X_i] = m_i$), 则随机矢量 X 的数学期望为

$$E(X) = \begin{bmatrix} E(X_1) \\ \vdots \\ E(X_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ \vdots \\ m_n \end{bmatrix} = M_X. \quad (1.156)$$



可见, 随机矢量 X 的数学期望是一个常数矢量, 常用 M_X 表示。

例 1.57 设 n 维随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 的函数为 $g(X_1, X_2, \dots, X_n) = \sum_{i=1}^n a_i X_i$, 其中权重 a_i 是常数。求数学期望 $E[g(X_1, X_2, \dots, X_n)]$ 。

解: 由 n 维随机变量函数的期望定义

$$\begin{aligned}
 E[g(X_1, X_2, \dots, X_n)] &= \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty}}_{n\text{重积分}} g(x_1, \dots, x_n) f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} (a_1 x_1 + a_2 x_2 + \cdots + a_n x_n) f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \\
 &= \sum_{i=1}^n \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty}}_{n\text{重积分}} a_i x_i f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n. \quad (1.157)
 \end{aligned}$$

根据边缘概率密度的公式, 和式中每一项都可以化成

$$\begin{aligned}
 \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} a_i x_i f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n &= \int_{-\infty}^{\infty} a_i x_i f_{x_i}(x_i) dx_i = E[a_i X_i] \\
 &= a_i E[X_i]. \quad (1.158)
 \end{aligned}$$

所以

$$E\left[\sum_{i=1}^n a_i X_i\right] = \sum_{i=1}^n a_i E[X_i]. \quad (1.159)$$

由此可见, 随机变量加权求和的均值等于各随机变量均值的加权和。

例 1.58 已知 n 个相互独立的随机变量 X_1, X_2, \dots, X_n 分别为 $E[X_1], E[X_2], \dots, E[X_n]$ 。求其函数 $g(X_1, X_2, \dots, X_n) = \prod_{i=1}^n X_i$ 的数学期望。

解: 由 n 维随机变量函数的期望定义

$$\begin{aligned}
 E[g(X_1, X_2, \dots, X_n)] &= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, \dots, x_n) f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty} x_1 x_2 \cdots x_n f_X(x_1, \dots, x_n) dx_1 \cdots dx_n \quad (\text{相互独立条件下}) \\
 &= \int_{-\infty}^{\infty} x_1 f_{x_1}(x_1) dx_1 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x_2 f_{x_2}(x_2) dx_2 \cdots \int_{-\infty}^{\infty} x_n f_{x_n}(x_n) dx_n \\
 &= E[X_1] E[X_2] \cdots E[X_n]. \quad (1.160)
 \end{aligned}$$

即

$$E\left[\prod_{i=1}^n X_i\right] = \prod_{i=1}^n E[X_i]. \quad (1.161)$$

由上式可见, n 个相互独立的随机变量乘积的期望等于 n 个随机变量期望的乘积。

归纳起来, 数学期望的基本性质有

1° 若随机变量满足 $a \leq X \leq b$, a, b 常数, 则其数学期望 $a \leq E[X] \leq b$ 。

2° 常数 C 的期望 $E[C] = C$ 。

3° 对任意常数 $b, a_i (i = 1, 2, \dots, n)$, 有

$$E \left[\sum_{i=1}^n a_i X_i + b \right] = \sum_{i=1}^n a_i E[X_i] + b. \quad (1.162)$$

4° 若随机变量 X 与随机变量 Y 互不相关, 则

$$E[XY] = E[X]E[Y]. \quad (1.163)$$

5° 若 n 个随机变量 (X_1, X_2, \dots, X_n) 相互独立, 则

$$E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] = \prod_{i=1}^n E[X_i]. \quad (1.164)$$

定义 1.1.1

设 $X \sim N(0, 1)$, 若 z_α 满足 $P\{X > z_\alpha\} = \alpha$ ($0 < \alpha < 1$), 则称 z_α 为标准正态分布的上 α 分位点 (图 1-18). $\Phi(z_\alpha) = P\{X \leq z_\alpha\} = 1 - \alpha$.

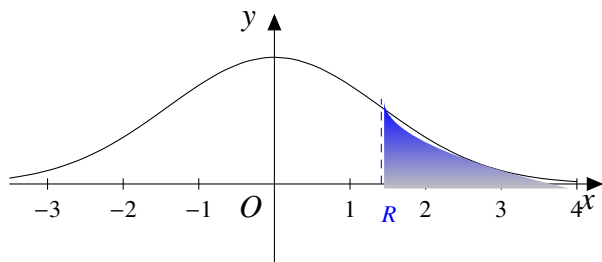



图 1-18 上 α 分位点

 注 1.59.

$$z_{0.05} = 1.645, z_{0.005} = 2.57, z_{0.025} = 1.96.$$

在本小节最后, 我们先列出一些关于多维随机变量函数经常用到的结论:

性质 (1) 若 $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2)$ ($i = 1, 2, \dots, n$), 则随机变量 $Z = \sum_{i=1}^n c_i X_i \sim N(\sum_{i=1}^n c_i \mu_i, \sum_{i=1}^n c_i^2 \sigma_i^2)$, 其中 c_i ($i = 1, 2, \dots, n$) 是任意常数.