

第 2 章-随机变量及其分布

李孟棠, 朱彬

中山大学-智能工程学院

`{limt29,zhub26}@mail.sysu.edu.cn`

December 18, 2020

知识点:

- ① 随机变量
- ② 离散型随机变量及其分布律
- ③ 随机变量的分布函数
- ④ 连续型随机变量及其概率密度
- ⑤ 随机变量的函数的分布

2.1 随机变量

回顾:

有些随机试验的结果可以用数字来表示, 如某同学的考试排名 $S_1 = \{1, 2, 3, \dots\}$, 或今天的气温 $S_1 = \{x | T_{min} \leq x \leq T_{max}\}$; 有些随机试验的结果不可以用数字来表示, 如连续抛掷一枚硬币两次 $S_3 = \{HH, HT, TH, TT\}$.

问题:

非数字的结果, 难以描述和研究.

解决方法:

引入一个法则, 将随机试验的每一个结果 e , 与实数 x 对应起来.

例 (1)

将一枚硬币连续抛掷三次, 观察出现正面和反面的情况, 样本空间为

$$S = HHH, HHT, HTH, THH, HTT, THT, TTH, TTT$$

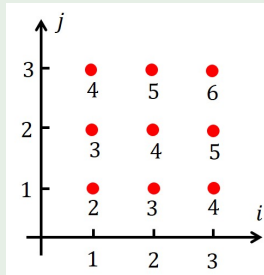
以 X 计三次抛掷得到正面 H 的综述, 那么对于样本空间 $S = \{e\}$ 中的每一个样本点 e , X 都有一个数与之对应. X 是定义在样本空间 S 上的一个**实值单值**函数, 定义域为 S , 值域为 $\{0, 1, 2, 3\}$:

$$X = X(e) = \begin{cases} 3 & , e = HHH, \\ 2 & , e = HHT, HTH, THH \\ 1 & , e = HTT, THT, TTH \\ 0 & , e = TTT \end{cases}$$

例 (2)

一袋中装有编号分别为 1,2,3 的 3 只球, 现从中任取一只球, 放回, 再取一只, 记录球的号码. 样本空间为 $S = \{e\} = \{(i,j) | i,j = 1, 2, 3\}$, i,j 分别为第 1 次第二次取到的球的号码. 以 X 记两球号码之和.

对于试验的每一个结果 $e = (i,j) \in S$, X 都有一个指定的值 $i+j$ 与之对应 (如图所示). X 是定义在样本空间 S 上的一个**实值单值**函数, 定义域为 S , 值域为 $\{2, 3, 4, 5, 6\}$:

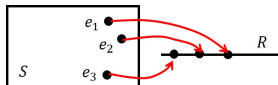


$$X = X(e) = X((i,j)) = i + j, i, j = 1, 2, 3$$

定义

设随机试验的样本空间为 $S = \{e\}$. $X = X(e)$ 是定义在样本空间 S 上的**实值单值**函数. 称 $X = X(e)$ 为随机变量.

下图给出了样本点 e 与实数 $X = X(e)$ 对应的示意图:



有一些随机试验, 结果本身就是一个实数, 即有随机变量 $X = X(e) = e$. 例如: Y 记某车间一天的缺勤人数, W 记某地第一季度的降雨量, Z 记某工厂一天的耗电量.

注意: 通常, 我们使用大写字母 X, Y, Z, \dots 表示随机变量, 小写字母 x, y, z, \dots 表示实数.

2.2 离散型随机变量及其分布

0-1 分布

伯努利试验、二项分布

泊松分布、泊松定理

定义

随机变量的**全部**可能取值若为有限个, 或可列无限多个, 则称这种随机变量为**离散型随机变量**.

例如, 抛掷一枚硬币三次, 其中正面向上的次数只可能为 0,1,2,3 四个值, 因此它是一个**离散型随机变量**.

某城市的 120 急救台一昼夜收到的呼唤次数可能是 0,1,2,3,..., 虽然是无限个, 但是可列出, 因此它也是一个**离散型随机变量**.

某地的某季度的降雨量, 它所可能取得值充满某个区间, 无法一一列举出来, 因此它是一个**非**离散型 (实际为连续性) 随机变量.

容易得知, 要掌握一个离散型随机变量 X 的统计规律, 必须且只需要知道 X 的所有可能取值以及取每一个可能值的概率即可.

设离散型随机变量 X 所有可能取值 $x_k (k = 1, 2, 3, \dots)$, X 取各个可能值的概率 (即事件 $\{X = x_k\}$) 为

$$P\{X = x_k\} = p_k, k = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

由概率的定义可知, p_k 满足如下两个条件:

- ① $p_k \geq 0, k = 1, 2, 3, \dots$
- ② $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$

其中性质②:

因为 $\{X = x_1\} \cup \{X = x_2\} \cup \dots$ 是必然事件

并且 $\{X = x_i\} \cap \{X = x_j\} = \emptyset, i \neq j$

所以 $1 = P[\bigcup_{k=1}^{\infty} \{X = x_k\}] = \sum_{k=1}^{\infty} P\{X = x_k\}$, 即 $\sum_{k=1}^{\infty} p_k = 1$

我们称公式 (1) 为离散型随机变量 X 的**分布律**, 可用表格形式表示:

X	x_1	x_2	\dots	x_n	\dots
p_k	p_1	p_2	\dots	p_n	\dots

例 (1)

设一汽车在开往目的地的道路上需经过四组信号灯, 每组信号灯以 0.5 的概率允许或禁止汽车通行. 以 X 表示汽车首次停下时, 它已经通过的信号灯的组数 (设各组信号灯的工作是相互独立的), 求 X 的分布律.

解 以 p 表示魅族信号灯禁止汽车通过的概率, 易知 X 的分布律

X	0	1	2	3	4
p_k	p	$(1-p)p$	$(1-p)^2p$	$(1-p)^3p$	$(1-p)^4$
p_k	0.5	0.25	0.125	0.0625	0.0625

或写成

$$P\{X = k\} = (1-p)^k p^{4-k}, k = 0, 1, 2, 3, 4$$

一、0-1 分布

定义

设随机变量 X 只可能取 0 与 1 两个值, 它的分布律为

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

则称 X 服从以 p 为参数的 **0-1 分布** 或 **两点分布**, 其分布律为

X	0	1
p_k	$1 - p$	p

对于一个随机试验, 如果它的样本空间只包含两个元素例如 $S = \{e_1, e_2\}$, 我们总能在 S 上定义一个服从 0-1 分布的随机变量

$$X = X(e) = \begin{cases} 0 & , \text{ if } e = e_1 \\ 1 & , \text{ if } e = e_2 \end{cases}$$

二、伯努利试验、二项分布

定义

设试验 E 只有两个可能结果: A 和 \bar{A} , 则称 E 为**伯努利 (Bernoulli) 试验**. 设试验中 $P(A) = p (0 \leq p \leq 1)$, 此时 $P(\bar{A}) = 1 - p$. 将 E **独立重复地**进行 n 次, 则称这一串重复的独立试验为 **n 重伯努利试验**.

注意: 这里的"**重复**"指每次实验中都有 $P(A) = p$ 保持不变;"**独立**"指各此试验结果互不影响. 若以 C_i 记第 i 次试验结果 ($C_i = A$ 或 \bar{A}), 则

$$P(C_1 C_2 \dots C_n) = P(C_1)P(C_2) \dots P(C_n) \quad (2)$$

例如, ① E 为抛一枚硬币观察得到正面或反面. A 表示得正面, 这是一个伯努利试验. 如抛 n 次, 则为 n 重伯努利试验.

② 抛一枚骰子, A 表示得到 1 点, \bar{A} 表示得到非 1 点. 将骰子抛 n 次, 则为 n 重伯努利试验.

③ 一个袋中装有 a 个白球 b 个黑球, 试验 E 是在袋中任取一个球, 观察颜色. A 表示取得白球, $P(A) = a/(a+b)$. 若连续取球 n 次, 作放回抽样, 则为 n 重伯努利试验; 若作不放回抽样, 则各次试验不在互相独立, 因此不是 n 重伯努利试验.

以随机变量 X 表示 n 重伯努利试验中事件 A 发生的次数, X 的所有取值为 $0, 1, 2, \dots, n$, 事件 A 在指定的 $k (0 \leq k \leq n)$ 次, 则在其他 $n - k$ 中不发生, 故总概率为 (记 $q = 1 - p$)

$$P\{X = k\} = C_n^k p^k q^{n-k}, k = 0, 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

显然,

$$P\{X = k\} \geq 0, k = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$\sum_{k=0}^n P\{X = k\} = \sum_{k=0}^n C_n^k p^k q^{n-k} = (p + q)^n = 1$$

即 $P\{X = k\}$ 满足前述的 2 个性质. 其中, $C_n^k p^k q^{n-k}$ 正好是二项式 $(p + q)^n$ 的展开式中 p^k 的那一项, 因此我们称随机变量 X 服从参数为 n, p 的**二项分布**, 记为 $X \sim b(n, p)$.

特别地, 当 $n = 1$ 时二项分布 (3) 退化为**0-1 分布**.

$$P\{X = k\} = p^k q^{1-k}, k = 0, 1$$

例 (2)

按规定, 某种型号电子元件的使用寿命超过 1500 小时的为一级品. 已知某一大批产品的一级品率为 0.2, 现在从中随机地抽查 20 只. 问 20 只原件中恰有 k 只为一级品的概率是多少?

解 这是不放回抽样, 但由于这批元件总数很大, 且抽查的元件数量相对总数来说很小, 因此可以当做放回抽样 (即可视为独立重复试验). 该例相当于 20 重伯努利试验, 以 X 记 20 只元件中一级品的只数, 那么 $X \sim b(20, 0.2)$, 由公式 (3) 得

$$P\{X = k\} = C_{20}^k 0.2^k 0.8^{20-k}, k = 0, 1, 2, \dots, 20$$

计算结果列表如下

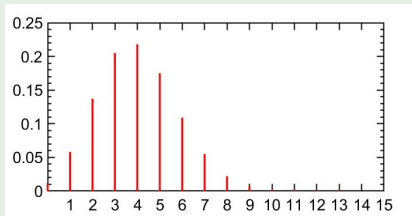
$P\{X = 0\} = 0.012$	$P\{X = 1\} = 0.058$	$P\{X = 2\} = 0.137$
$P\{X = 3\} = 0.205$	$P\{X = 4\} = 0.218$	$P\{X = 5\} = 0.175$
$P\{X = 6\} = 0.109$	$P\{X = 7\} = 0.055$	$P\{X = 8\} = 0.022$
$P\{X = 9\} = 0.007$	$P\{X = 10\} = 0.002$	$P\{X = k\} < 0.001, \text{ for } k \geq 11$

例 (2 续)

$$P\{X = k\} = C_{20}^k 0.2^k 0.8^{20-k}, k = 0, 1, 2, \dots, 20$$

$P\{X = 0\} = 0.012$	$P\{X = 1\} = 0.058$	$P\{X = 2\} = 0.137$
$P\{X = 3\} = 0.205$	$P\{X = 4\} = 0.218$	$P\{X = 5\} = 0.175$
$P\{X = 6\} = 0.109$	$P\{X = 7\} = 0.055$	$P\{X = 8\} = 0.022$
$P\{X = 9\} = 0.007$	$P\{X = 10\} = 0.002$	$P\{X = k\} < 0.001, \text{ for } k \geq 11$

由图可知, 当 k 增加时, 概率 $P\{X = k\}$ 首先随之增加, 达到最大值, 然后单调减小. 对于二项分布 $b(n, p)$ 都具有这种性质.



例 (3)

某人进行射击, 设每次射击命中率为 0.02, 独立射击 400 次, 求至少击中两次的概率.

解 将每一次射击看出是一次试验. 击中次数为 X , 则 $X \sim b(400, 0.02)$, X 的分布律为

$$P\{X = k\} = C_{400}^k 0.02^k 0.98^{400-k}, k = 0, 1, 2, \dots, 400$$

所求概率为

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} \\ &= 1 - 0.98^{400} - 400 \cdot 0.02 \cdot 0.98^{399} = 0.9972 \approx 1 \end{aligned}$$

例 (4)

设有 80 台同类型设备, 各台工作是互相独立的, 发生故障的概率都为 0.01, 且一台设备的故障能由一个人处理. 考虑两种配备维修工人的方法, 其一是由 4 人维护, 每人负责 20 台; 其二是由 3 人共同维护 80 台. 试比较这两种方法在设备发生故障时不能及时维修的概率.

解

方法一: 以 X 记"第 1 人维护的 20 台中同一时刻发生故障的台数", 以 $A_i (i = 1, 2, 3, 4)$ 表示事件"第 i 人维护的 20 台中发生故障不能及时维修", 则知 80 台中发生故障而不能及时维修的概率为

$$P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) \geq P(A_1) = P\{X \geq 2\}$$

而 $X \sim b(20, 0.01)$, 则有

$$P\{X \geq 2\} = 1 - \sum_{k=0}^1 P\{X = k\} = 1 - \sum_{k=0}^1 C_{20}^k 0.01^k 0.99^{20-k} = 0.0169$$

即有 $P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) \geq 0.0169$

例 (4 续)

而 $X \sim b(20, 0.01)$, 则有

$$P\{X \geq 2\} = 1 - \sum_{k=0}^1 P\{X = k\} = 1 - \sum_{k=0}^1 C_{20}^k 0.01^k 0.99^{20-k} = 0.0169$$

即有 $P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) \geq 0.0169$

方法二: 以 Y 记 80 台中同一时刻发生故障的台数. 此时 $Y \sim b(80, 0.01)$, 故 80 台中发生故障而不能及时维修的概率为

$$P\{Y \geq 4\} = 1 - \sum_{k=0}^3 C_{80}^k 0.01^k 0.99^{80-k} = 0.0087$$

总结: 方法二中虽然每人平均的任务重了, 但工作效率不降反升.

三、泊松分布

定义

设随机变量 X 所有可能取的值为 $0, 1, 2, \dots$, 而取各个值的概率为

$$P\{X = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, k = 0, 1, 2, \dots$$

其中 $\lambda > 0$ 是常数, 称 X 服从参数为 λ 的泊松分布 (Poisson), 记作 $X \sim \pi(\lambda)$.

易知, $P\{X = k\} \geq 0$, 且有

$$\sum_{k=0}^{\infty} P\{X = k\} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$$

即 $P\{X = k\}$ 满足前述的 2 个性质.

Proposition (泊松定理)

设常数 $\lambda > 0$, 任意正整数 n , 设 $np_n = \lambda$, 则对于任一固定的非负整数 k , 有

$$\lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$$

证明.

因为 $np_n = \lambda$, 有

$$\begin{aligned} C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} &= \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \left[1 \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right)\right] \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \end{aligned}$$

对于任意固定的 k , 当 $n \rightarrow \infty$ 时

$$1 \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) \dots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \rightarrow 1, \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \rightarrow e^{-\lambda}, \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \rightarrow 1$$

Proposition (泊松定理 (续))

定理的条件 $np_n = \lambda$ (常数) 意味着当 n 很大时 p_n 必定很小, 因此上述定理表明有时有以下近似

$$C_n^k p_n^k (1 - p_n)^{n-k} \approx \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \quad (4)$$

其中 $\lambda = np$. 也就是说以 n, p 为参数的二项分布的概率值可以由参数 $\lambda = np$ 的泊松分布的概率值近似.

关系图



图：著名学术大家关系图

例 (5)

计算机硬件公司制造某种特殊型号的微型芯片, 次品率 0.1%, 各芯片制造相互独立. 求 1000 只产品中至少有 2 只次品的概率. 以 X 记产品中的次品数, $X \sim b(1000, 0.001)$.

解 所求概率为

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - \sum_{k=0}^1 P\{X = k\} = 1 - 0.999^{1000} - C_{1000}^1 0.999^{999} 0.001 \\ &= 1 - 0.3676954 - 0.3680635 \approx 0.2642411 \end{aligned}$$

利用公式 (4) 计算, $\lambda = np = 1000 \times 0.001 = 1$,

$$P\{X \geq 2\} = 1 - \sum_{k=0}^1 P\{X = k\} = 1 - e^{-1} - e^{-1} = 0.2642411$$

显然用公式 (4) 计算更加方便. 一般地, 当 $n \geq 20, p \leq 0.05$ 时, 使用泊松定理进行近似效果颇佳.

2.3 随机变量的分布函数

动机:

- ①对于离散型随机变量 X 的取值可以一一列出, 但是对非离散型随机变量 X 无法这样用分布律表示.
- ②对于离散型随机变量 X 取单个值有概率, 但是对非离散型随机变量 X 取单个值的概率为 0.
- ③对于离散型随机变量 X 我们关心取单个值的概率, 但是对非离散型随机变量 X 我们关心其落在某个区间的概率.

定义

设 X 是一个随机变量, x 是任意实数, 称下述函数为 X 的**分布函数**(或**累积分布函数**)

$$F(x) = P\{X \leq x\}, -\infty < x < \infty$$

对于任意实数 $x_1, x_2 (x_1 < x_2)$, 有

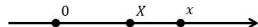
$$P\{x_1 < X \leq x_2\} = P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1\} = F(x_2) - F(x_1) \quad (5)$$

分布函数 $F(x)$ 具有以下基本性质:

- ① $F(x)$ 是一个非减函数
有公式 (5) 可知对任意实数
 $x_1, x_2 (x_1 < x_2)$ 有

$$F(x_2) - F(x_1) = P\{x_1 < X \leq x_2\} \geq 0$$

- ② $0 \leq F(x) \leq 1$, 且



$$F(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0, F(\infty) = \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$$

- ③ $F(x+0) = F(x)$, 即 $F(x)$ 是右连续.

例 (1)

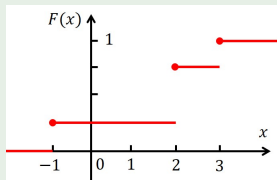
设随机变量 X 的分布律如下, 求 X 得分布函数, 并求 $P\{X \leq \frac{1}{2}\}, P\{\frac{3}{2} < X \leq \frac{5}{2}\}, P\{2 \leq X \leq 3\}$

X	-1	2	3
p_k	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

解 $F(x)$ 的值是 $X \leq x$ 的积累概率值, 即为小于或等于 x 的那些 x_k 处的概率 p_k 之和

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ for } x < -1 \\ P\{X = -1\} = \frac{1}{4} & , \text{ for } -1 \leq x < 2 \\ P\{X = -1\} + P\{X = 2\} = \frac{3}{4} & , \text{ for } 2 \leq x < 3 \\ 1 & , \text{ for } x \geq 3 \end{cases}$$

例 (1 续)



$F(x)$ 的图形如上图所示. 它是一条阶梯形的曲线, 在 $x = -1, 2, 3$ 处有跳跃点, 跳跃值分别为 $\frac{1}{4}, \frac{1}{2}, \frac{1}{4}$.

$$P\{X \leq \frac{1}{2}\} = F(\frac{1}{2}) = \frac{1}{4}$$

$$P\{\frac{3}{2} < X \leq \frac{5}{2}\} = F(\frac{5}{2}) - F(\frac{3}{2}) = \frac{1}{2}$$

$$P\{2 \leq X \leq 3\} = F(3) - F(2) + P\{X = 2\} = 1 - \frac{3}{4} + \frac{1}{2} = \frac{3}{4}$$

一般地, 设离散型随机变量 X 的分布律为

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

由概率的可列可加性得 X 的分布函数为

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \sum_{x_k \leq x} P\{X = x_k\}$$

即

$$F(x) = \sum_{x_k \leq x} p_k$$

例 (2)

有一个靶子的半径为 2m 的圆盘, 设击中靶上任意同心圆盘上的点的概率与该圆盘的面积成正比, 并假设每次射击都能中靶. 以 X 表示弹着点与圆心的距离. 试求随机变量 X 的分布函数.

解 ① 若 $x < 0$, 则 $\{X \leq x\}$ 是不可能事件, 于是

$$F(x) = P\{X \leq x\} = 0, \text{ for } x < 0$$

例 (2 续)

② 若 $0 \leq x \leq 2$, 则 $P\{0 \leq X \leq x\} = kx^2$. 取 $x = 2$, 有 $P\{0 \leq X \leq 2\} = 4k = 1$, 故 $k = \frac{1}{4}$, 即

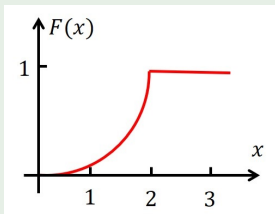
$$F(x) = P\{0 \leq X \leq x\} = \frac{x^2}{4}, \text{ for } 0 \leq x \leq 2$$

③ 若 $x \geq 2$, 则 $\{X \leq x\}$ 是必然事件, 于是

$$F(x) = P\{X \leq x\} = 1, \text{ for } x \geq 2$$

综上, X 的分布函数为

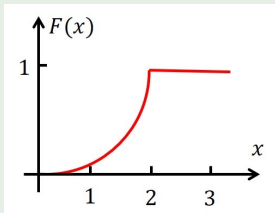
$$F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ for } x < 0 \\ \frac{x^2}{4} & , \text{ for } 0 \leq x < 2 \\ 1 & , \text{ for } x \geq 2 \end{cases}$$



例 (2 续)

X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ for } x < 0 \\ \frac{x^2}{4} & , \text{ for } 0 \leq x < 2 \\ 1 & , \text{ for } x \geq 2 \end{cases}$$



可以观察到, 对于任意 x 可以写成如下形式

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

其中,

$$f(t) = \begin{cases} \frac{t}{2} & , \text{ for } 0 < t < 2 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

$F(x)$ 是非负函数 $f(t)$ 在区间 $(-\infty, x]$ 上的积分, 这种情况下我们称 X 为连续型随机变量.

2.4 连续型随机变量及其概率密度

均匀分布
指数分布
正态 (高斯) 分布

定义

如上节例 2, 如果对于随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 存在非负可积函数 $f(x)$, 使得对于任意实数 x 有

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad (6)$$

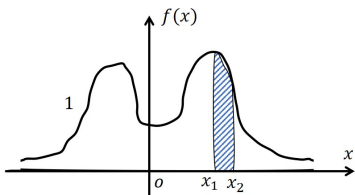
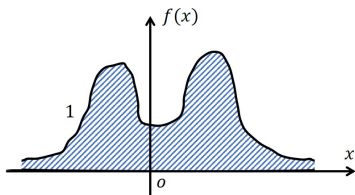
则称 X 为连续型随机变量, $f(x)$ 为 X 的概率密度函数, 简称概率密度.

概率密度 $f(x)$ 具有以下基本性质:

- ① $f(x) \geq 0$
- ② $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$
- ③ 对于任意实数 $x_1, x_2 (x_1 \leq x_2)$ 有

$$P\{x_1 < X \leq x_2\} = F(x_2) - F(x_1) = \int_{x_1}^{x_2} f(x) dx$$

- ④ 若 $f(x)$ 在点 x 处连续, 则有 $F'(x) = f(x)$



解读:

- ① 由性质②可知介于曲线 $y = f(x)$ 与 Ox 轴间的面积为 1.
- ② 由性质③可知 X 落在区间 $(x_1, x_2]$ 的概率 $P\{x_1 < X \leq x_2\}$ 等于区间 $(x_1, x_2]$ 上曲线 $y = f(x)$ 之下的面积.
- ③ 由性质④可知在 $f(x)$ 的连续点 x 处有

$$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{P\{x < X \leq x + \Delta x\}}{\Delta x} \quad (7)$$

若不计高阶无穷小, 则有 $P\{x < X \leq x + \Delta x\} \approx f(x)\Delta x$, 表示 X 落在小区间 $(x, x + \Delta x]$ 上的概率近似等于 $f(x)\Delta x$.

例 (1)

设随机变量 X 具有如下概率密度, 求 (1) 常数 k , (2) X 的分布函数 $F(x)$, (3) $P\{1 < X \leq \frac{7}{2}\}$.

$$f(x) = \begin{cases} kx & , \text{ for } 0 \leq x < 3 \\ 2 - \frac{x}{2} & , \text{ for } 3 \leq x \leq 4 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

解 (1) 由 $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$ 得

$$\int_0^3 kx dx + \int_3^4 (2 - \frac{x}{2}) dx = 1$$

解得 $k = \frac{1}{6}$, 于是 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{6} & , \text{ for } 0 \leq x < 3 \\ 2 - \frac{x}{2} & , \text{ for } 3 \leq x \leq 4 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

例 (1 续)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x}{6} & , \text{ for } 0 \leq x < 3 \\ 2 - \frac{x}{2} & , \text{ for } 3 \leq x \leq 4 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

(2) X 的分布函数因此为

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ for } x < 0 \\ \int_0^x \frac{x}{6} dx = \frac{x^2}{12} & , \text{ for } 0 \leq x < 3 \\ \int_0^3 \frac{x}{6} dx + \int_3^x 2 - \frac{x}{2} dx = -3 + 2x - \frac{x^2}{4} & , \text{ for } 3 \leq x \leq 4 \\ 1 & , \text{ for } x \geq 4 \end{cases}$$

(3) 因此

$$P\{1 < X \leq \frac{7}{2}\} = F(\frac{7}{2}) - F(1) = \frac{41}{48}$$

注意: 对于连续型随机变量 X 取单个实数值的概率为 0 ($P\{X = a\} = 0$), 所以对于连续随机变量, 可以不区分开区间或者闭区间.

一、均匀分布

定义

若连续型随机变量 X 具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{for } a < x < b \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad (8)$$

则称 X 在区间 (a, b) 上服从**均匀分布**, 记 $X \sim U(a, b)$.

易知 (1) $f(x) \geq 0$, (2) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$, (3) X 落在 (a, b) 的子区间的概率只依赖于子区间长度而与位置无关

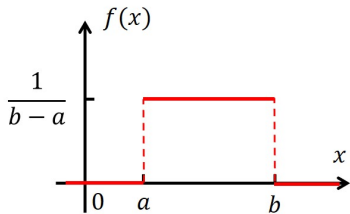
$$P\{c < X \leq c + L\} = \int_c^{c+L} f(x) dx = \int_c^{c+L} \frac{1}{b-a} dx = \frac{L}{b-a}$$

由公式 (8) 可得 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{for } x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & \text{for } a \leq x < b \\ 1, & \text{for } x \geq b \end{cases} \quad (9)$$

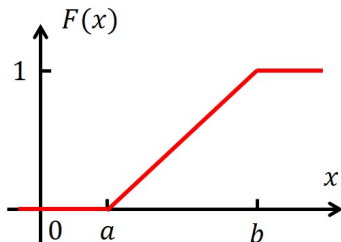
均匀分布的概率密度

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



均匀分布的分布函数

$$F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ for } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & , \text{ for } a \leq x < b \\ 1 & , \text{ for } x \geq b \end{cases}$$



例 (2)

设电阻值 R 是一个随机变量, 均匀分布在 $900\Omega \sim 1100\Omega$. 求 R 得概率密度及 R 落在 $950\Omega \sim 1050\Omega$ 的概率.

解 R 的概率密度为

$$f(r) = \begin{cases} \frac{1}{1100-900} & , \text{ for } 900 < r < 1100 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

故有

$$P\{950 < R \leq 1050\} = \int_{950}^{1050} \frac{1}{200} dr = 0.5$$

例 (ex)

在区间 $(-1, 2)$ 上随机取一个数 X , 求 (1) X 的概率密度, (2) $P\{X > 0\}$ 的概率, (3) 若取 10 个数, 则 10 个中恰有 2 个大于 0 的概率.

解 (1) X 是均匀分布, 其概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} 1/(2 - (-1)) = 1/3 & , \text{ for } -1 < x < 2 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

(2)

$$P\{X > 0\} = 1 - P\{X \leq 0\} = 1 - \int_{-1}^0 f(x) dx = 1 - 1/3 = 2/3$$

(3) 设 10 个数中有 Y 个大于 0, 则 Y 服从 $Y \sim b(10, 2/3)$

$$P\{Y = 2\} = C_{10}^2 \left(\frac{2}{3}\right)^2 \left(\frac{1}{3}\right)^8$$

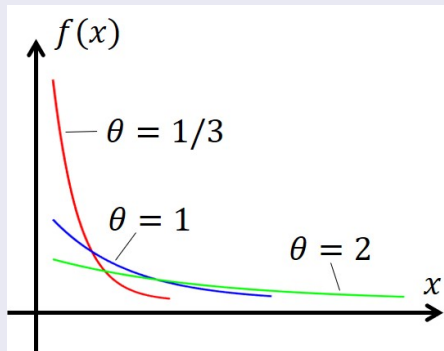
二、指数分布

定义

若连续型随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-x/\theta}, & \text{for } x > 0 \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad (10)$$

其中 $\theta > 0$ 为常数, 则称 X 服从参数为 θ 的**指数分布**.



易知, (1) $f(x) \geq 0$, (2) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$. 由公式 (10) 可得 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-x/\theta}, & \text{for } x > 0 \\ 0, & \text{else} \end{cases} \quad (11)$$

指数分布具有无记忆性的性质 (如公式 (12)): 对于任意实数 $s, t > 0$ 有

$$P\{X > s + t | X > s\} = P\{X > t\} \quad (12)$$

证明.

$$\begin{aligned} P\{X > s + t | X > s\} &= \frac{P\{(X > s + t) \cap (X > s)\}}{P\{X > s\}} \\ &= \frac{P\{X > s + t\}}{P\{X > s\}} = \frac{1 - F(s + t)}{1 - F(s)} \\ &= \frac{e^{-(s+t)/\theta}}{e^{-s/\theta}} = e^{-t/\theta} = P\{X > t\} \end{aligned}$$



例 (ex)

某大型设备无故障运行的时间 T 服从参数为 $\theta = 1/\lambda$ 的指数分布,(1) 写下 T 的累积分布函数,(2) 已知设备无故障运行 10 小时, 求继续无故障运行 8 小时的概率.

解 (1) T 的概率密度和概率分布分别为

$$f(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & , \text{ for } t > 0 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} & , \text{ for } t > 0 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

(2)

$$\begin{aligned} P\{T \geq (10 + 8) | T \geq 10\} &= \frac{P\{T \geq 18\}}{P\{T \geq 10\}} = \frac{1 - F(18)}{1 - F(10)} \\ &= \frac{e^{-18\lambda}}{e^{-10\lambda}} = e^{-8\lambda} = P\{T \geq 8\} \end{aligned}$$

三、正态分布

定义

若连续型随机变量 X 的概率密度为

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < \infty \quad (13)$$

其中 $\mu, \sigma (\sigma > 0)$ 为常数, 则称 X 服从参数为 μ, σ 的**正态分布**或**高斯分布 (Gaussian)**, 记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

易知, (1) $f(x) \geq 0$, (2) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$ (证明见教材公式 4.11). 且具有如下性质:

- ① 曲线关于 $x = \mu$ 对称, 这表明对于任意 $h > 0$ 有

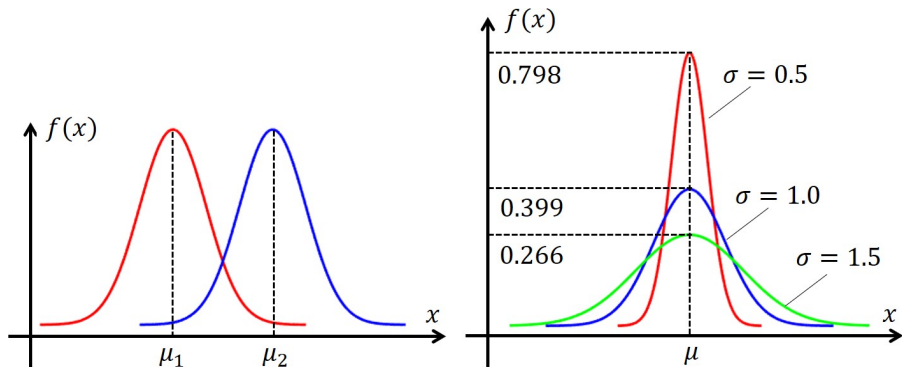
$$P\{\mu - h < X \leq \mu\} = P\{\mu < X \leq \mu + h\}$$

- ② 当 $x = \mu$ 时取得最大值

$$f(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$$

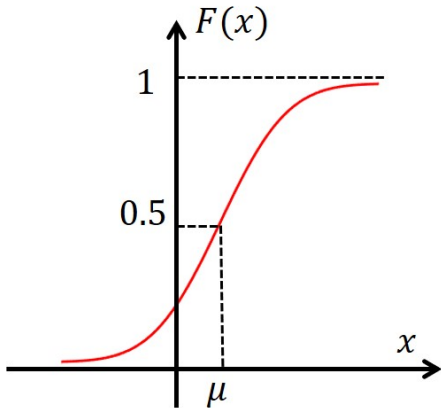
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, -\infty < x < \infty$$

- ① 正态分布的概率密度函数 $f(x)$ 在 $x = \mu \pm \sigma$ 处有拐点, 曲线以 Ox 轴为渐近线.
- ② 固定 σ , 改变 μ 将沿着 Ox 轴平移曲线, 而不改变形状.
- ③ 固定 μ , 改变 σ 将改变 $f(x)$ 最大值.



由式 (13) 可得 X 的分布函数

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (14)$$

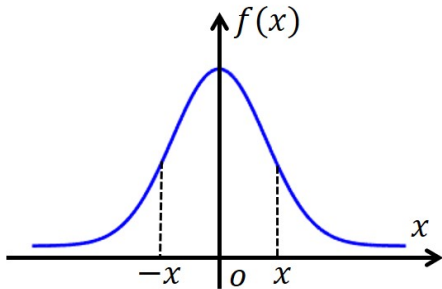


定义

特别地, 当 $\mu = 0, \sigma = 1$ 时, 称随机变量 X 服从**标准正态分布**, 其概率密度和分布函数分别用 $\varphi(x)$ 和 $\Phi(x)$ 表示:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (15) \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-t^2/2} dt \quad (16)$$

易知, $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x) \rightarrow \Phi(x) + \Phi(-x) = 1$.



引理

若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则随机变量 $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$.

证明.

随机变量 Z 的分布函数为

$$P\{Z \leq x\} = P\left\{\frac{X-\mu}{\sigma} \leq x\right\} = P\{X \leq \mu + \sigma x\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\mu + \sigma x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

令 $\frac{t-\mu}{\sigma} = y$, 得

$$P\{Z \leq x\} = \int_{-\infty}^x e^{-y^2/2} dy = \Phi(x)$$

因此, 随机变量 $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$. □

利用以上引理可知, 于是对随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数可写为

$$F(x) = P\{X \leq x\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

例如, 对于 $X \sim N(1, 2^2)$, 可知

$$P\{0 < X \leq 1.6\} = \Phi\left(\frac{1.6 - 1}{2}\right) - \Phi\left(\frac{0 - 1}{2}\right) = \Phi(0.3) - \Phi(-0.5) = 0.3094$$

类似地, 使用上述引理,

$$P\{\mu - \sigma < X < \mu + \sigma\} = \Phi(1) - \Phi(-1)$$

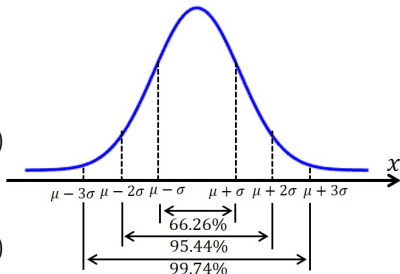
$$= 2\Phi(1) - 1 = 68.26\%$$

$$P\{\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma\} = \Phi(2) - \Phi(-2)$$

$$= 2\Phi(2) - 1 = 95.44\%$$

$$P\{\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma\} = \Phi(3) - \Phi(-3)$$

$$= 2\Phi(3) - 1 = 99.74\%$$



例 (3)

将一温度调节器放置在贮存着某种液体的容器内. 调节器整定在 $d^{\circ}\text{C}$, 液体的温度 $X^{\circ}\text{C}$ 是一个随机变量, $X \sim N(d, 0.5^2)$.

求: (1) 若 $d = 90^{\circ}\text{C}$, 则 $X < 89^{\circ}\text{C}$ 的概率? (2) 若要求 $X \geq 80^{\circ}\text{C}$ 的概率不低于 0.99, 则 d 至少为多少?

解 (1)

$$P\{X < 89\} = P\left\{\frac{X - 90}{0.5} < \frac{89 - 90}{0.5}\right\} = \Phi(-2) = 1 - \Phi(2) = 0.0228$$

(2)

$$\begin{aligned} 0.99 \leq P\{X \geq 80\} &= P\left\{\frac{X - d}{0.5} \geq \frac{80 - d}{0.5}\right\} = 1 - P\left\{\frac{X - d}{0.5} < \frac{80 - d}{0.5}\right\} \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{80 - d}{0.5}\right) \end{aligned}$$

即

$$\Phi\left(\frac{d - 80}{0.5}\right) \geq 0.99 = \Phi(2.327) \Rightarrow \frac{d - 80}{0.5} \geq 2.327 \Rightarrow d \geq 81.1635$$

例 (ex1)

一批钢材长度 $X(cm) \sim N(\mu, \sigma^2)$, (1) 若 $\mu = 100cm, \sigma = 2cm$, 求这批钢材长度小于 $97.8cm$ 的概率, (2) 若 $\mu = 100cm$, 要使这批钢材的长度有 90% 落在区间 $(97, 103)$ 内, σ 至少取多少.

解 (1)

$$P\{X < 97.8\} = \Phi\left(\frac{97.8 - 100}{2}\right) = \Phi(-1.1) = 1 - \Phi(1.1) = 0.1357$$

(2) 令 $P\{97 < X < 103\} \geq 90\%$, 即

$$\begin{aligned}\Phi\left(\frac{103 - 100}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{97 - 100}{\sigma}\right) &= 2\Phi\left(\frac{3}{\sigma}\right) - 1 \geq 90\% \\ \Rightarrow \Phi\left(\frac{3}{\sigma}\right) &\geq 0.95 \Rightarrow \frac{3}{\sigma} \geq 1.645 \Rightarrow \sigma \leq 1.8237\end{aligned}$$

例 (ex2)

设某地区男子身高 $X(\text{cm}) \sim N(169.7, 4.1^2)$, 求 (1) 从该地区随机找一男子测身高, 则他高于 175cm 的概率, (2) 若从中随机找 5 男子, 则至少有一人高于 175cm 的概率是多少, (3) 恰有一人高于 175cm 的概率是多少.

解 (1)

$$\begin{aligned} P\{X > 175\} &= 1 - P\{X \leq 175\} = 1 - \Phi\left(\frac{175 - 169.7}{4.1}\right) \\ &= 1 - \Phi(1.293) = 0.0985 \end{aligned}$$

(2) 设 5 人中有 Y 人身高大于 175cm , 则 $Y \sim b(5, 0.0985)$

$$P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1 - 0.0985)^5 = 0.4045$$

(3)

$$P\{Y = 1\} = C_5^1 (0.0985)^1 (1 - 0.0985)^4 = 0.3253$$

2.5 随机变量的函数的分布

例 (1)

设随机变量 X 具有以下分布律, 求随机变量 $Y = (X - 1)^2$ 的分布律.

X	-1	0	1	2
p_k	0.2	0.3	0.1	0.4

解 Y 的可能取值为 0, 1, 4

$$P\{Y = 0\} = P\{(X - 1)^2 = 0\} = P\{X = 1\} = 0.1$$

$$P\{Y = 1\} = P\{X = 0\} + P\{X = 2\} = 0.7$$

$$P\{Y = 4\} = P\{X = -1\} = 0.2$$

所以 $Y = (X - 1)^2$ 的分布律为

Y	0	1	4
p_k	0.1	0.7	0.2

例 (2)

设随机变量 X 具有如下概率密度, 求随机变量 $Y = 2X + 8$ 的概率密度

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{8} & , \text{ for } 0 < x < 4 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

解 记 X, Y 的分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$.

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{2X + 8 \leq y\} = P\{X \leq \frac{y-8}{2}\} = F_X(\frac{y-8}{2})$$

将 $F_Y(y)$ 关于 y 求导数, 得到 $Y = 2X + 8$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = f_X(\frac{y-8}{2})(\frac{y-8}{2})' = \frac{(\frac{y-8}{2})}{8} \frac{1}{2} = \frac{y-8}{32}, 0 < \frac{y-8}{2} < 4$$

整理, 得

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{y-8}{32} & , \text{ for } 8 < y < 16 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

例 (3)

设随机变量 X 具有概率密度 $f_X(x)$, $-\infty < x < \infty$, 求 $Y = X^2$ 的概率密度.

解 记 X, Y 的分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$. 由于 $Y = X^2 \geq 0$, 故当 $y \leq 0$ 时, $F_Y(y) = 0$; 当 $y > 0$ 时,

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\}$$

$$= P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$$

将 $F_Y(y)$ 关于 y 求导数, 得到 $Y = X^2$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})] & , \text{ for } y > 0 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (17)$$

定义

设 $X \sim N(0, 1)$, 则有式 (17) 可得 $Y = X^2$ 的概率密度

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} y^{-1/2} e^{-y/2} & , \text{ for } y > 0 \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (18)$$

称 Y 服从自由度为 1 的 χ^2 分布.

Proposition

设随机变量 X 有概率密度 $f_X(x)$, $-\infty < x < \infty$, 设函数 $g(x)$ 处处可导且恒有 $g'(x) > 0$ (或 $g'(x) < 0$), 则 $Y = g(X)$ 是连续型随机变量, 其概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] \cdot |h'(y)| & , \text{ for } \alpha < y < \beta \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (19)$$

其中, α 和 β 是 $g(y)$ 在 $(-\infty, \infty)$ 的最小、大值, $h(y)$ 是 $g(x)$ 的反函数.

证明.

这里证明 $g'(x) > 0$ ($g'(x) < 0$ 类似), $g(x)$ 在 $(-\infty, \infty)$ 单调增, 反函数 $h(y)$ 存在, 且在 (α, β) 单调增. 记 X, Y 的分布函数分别为 $F_X(x), F_Y(y)$.

(1) 因为 $Y = g(X) \in (\alpha, \beta)$, 当 $y \leq \alpha$ 时, $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = 0$;

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

(3) 当 $\alpha < y < \beta$ 时,

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = P\{X \leq h(y)\} = F_X[h(y)]$$

将 $F_Y(y)$ 关于 y 求导数, 得到 $Y = g(X)$ 的概率密度为

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] \cdot h'(y) & , \text{ for } \alpha < y < \beta \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (20)$$

对于 $g'(x) < 0$

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] \cdot -h'(y) & , \text{ for } \alpha < y < \beta \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (21)$$



例 (4)

设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 证明 X 的线性函数 $Y = aX + b (a \neq 0)$ 也服从正态分布.

证

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$y = g(x) = ax + b, x = h(y) = (y - b)/a, h'(y) = 1/a$. 由式 (19) 可知

$$f_Y(y) = f_X[h(y)] \cdot |h'(y)| = \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) = \frac{1}{|a|\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{[y-(b+a\mu)]^2}{2(a\sigma)^2}}$$

即 $Y = aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$. 若取 $a = 1/\sigma, b = -\mu/\sigma$, 则有

$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

即为上节的引理.

例 (5)

设电压 $V = A \sin \Theta$, A 为常数, Θ 是随机变量且 $\Theta \sim U(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$, 求 V 得概率密度.

解 $v = g(\theta) = A \sin \theta$ 在 $(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$ 上**单调**且恒有 $g'(\theta) = A \cos \theta > 0$, 反函数

$$\theta = h(v) = \arcsin \frac{v}{A}, h'(v) = \frac{1}{\sqrt{A^2 - v^2}}$$

Θ 的概率密度为

$$f_{\Theta}(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & , \text{ for } -\frac{\pi}{2} < y < \frac{\pi}{2} \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (22)$$

由式 (19) 可知

$$f_V(v) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{A^2 - v^2}} & , \text{ for } -A < v < A \\ 0 & , \text{ else} \end{cases} \quad (23)$$

章节小结

知识点:

- ① 随机变量
- ② 离散型随机变量及其分布律
 - ① 0-1 分布
 - ② 二项分布
 - ③ 泊松分布, 泊松定理
- ③ 随机变量的分布函数
分布函数或称为累积分布函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$
- ④ 连续型随机变量及其概率密度
 - ① 均匀分布
 - ② 指数分布
 - ③ 正态分布, 标准正态分布
- ⑤ 随机变量的函数的分布

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X[h(y)] \cdot |h'(y)| & , \text{ for } \alpha < y < \beta \\ 0 & , \text{ else} \end{cases}$$

The End