

《概率论与数理统计》期末速通

2. 随机变量及其分布

2.1 随机变量

[例2.1.1] 将一枚硬币抛三次, 观察出现正反面的情况. 设 X 为三次抛掷得到的正面 H 的数量.

对 \forall 样本点 $e \in$ 样本空间 S , X 都有一个数与之对应, 即 X 是 S 上的一个实值单值函数.

$$X \text{ 的定义域为 } S, \text{ 值域为 } \{0, 1, 2, 3\}, \text{ 记作 } X = X(e) = \begin{cases} 3 & e = HHH \\ 2 & e = HHT, HTH, THH \\ 1 & e = HTT, THT, TTH \\ 0 & e = TTT \end{cases}.$$

$$P\{X = 0\} = P\{TTT\} = \frac{1}{8}.$$

[例2.1.2] 在一袋中装有编号分别为 1, 2, 3 的 3 个球. 从袋中任取一球, 记录其号码后放回. 再任取一球, 记录其号码.

该试验的样本空间 $S = \{e\} = \{(i, j) \mid i, j = 1, 2, 3\}$, 其中 i, j 分别为第一、二次取到的球的号码.

设 X 为两次取到的球的号码之和, 则 $X = X(e) = X((i, j)) = i + j \ (i, j = 1, 2, 3)$.

[定义2.1.1] 设随机试验的样本空间 $S = \{e\}$. 若 $X = X(e)$ 是定义在 S 上的实值单值函数, 则称其为**随机变量**.

[注1] 一般用大写英文字母 X, Y, Z, W, \dots 表示随机变量, 用小写英文字母 x, y, z, w, \dots 表示实数.

[注2] 随机变量 X 本质是对事件的描述, 其取值随试验的结果而定. 而试验的各个结果以一定的概率出现, 则随机变量的取值有一定概率, 值随机而定的变量.

[注3] 随机变量 X 取值为 c 记作 $\{X = c\}$. 一般用 $\{X = c\}, \{X < c\}, \{X \geq c\}$ 等表示事件.

2.2 离散型随机变量及其分布

[定义2.2.1] 取值有限个或可列个的随机变量称为**离散型随机变量**.

[定义2.2.2] 设离散型随机变量 X 的取值为 $x_k \ (k = 1, 2, \dots)$, 且 X 取值 x_k 的概率 $P\{X = x_k\} = p_k \ (k = 1, 2, \dots)$, 则称其为离散型随机变量 X 的**分布律**.

[注] 分布律可写成表格的形式:

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

[定理2.2.1] 设离散型随机变量 X 取值 x_k 的概率 $P\{X = x_k\} = p_k$ ($k = 1, 2, \dots$), 则:

(1) $p_k \geq 0$ ($k = 1, 2, \dots$).

(2) $\sum_k p_k = 1$.

[证] (2) 因 $S = \bigcup_k \{X = x_k\}$, 且事件 $\{X = x_1\}, \dots, \{X = x_k\}, \dots$ 两两互斥.

由可列可加性: $1 = P(S) = \sum_k P\{X = x_k\} = \sum_k p_k$.

[注] 可以证明: 若一个数列满足(1)和(2), 可以证明它是某个随机变量的分布律.

这表明: (1)和(2)是一个数列是分布律的充要条件.

[例2.2.1] 设一汽车在开往目的地的路上需经过 4 组信号灯, 每组信号灯以 $\frac{1}{2}$ 的概率允许或禁止汽车通过. 设 X 为汽车首次停下时通过的信号灯的组数, 设各组信号灯的工作相互独立. 求 X 的分布律.

[解] 设 p 为每组信号灯禁止汽车通过的概率.

X 的分布列:

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

2.2.1 (0-1)分布

[定义2.2.3] 设随机变量 X 可能的取值只有 0 和 1, 且 X 取 1 的概率为 p ($0 < p < 1$), 则称 X 服从参数为 p 的 (0-1)分布或两点分布.

(1) 分布律: $P\{X = k\} = p^k(1-p)^{1-k}$ ($k = 0, 1$).

(2) 分布列:

X	0	1
p_k	$1-p$	p

[定理2.2.2] 若随机试验的样本空间 S 只包含两个元素 e_1, e_2 , 则可在其上定义一个服从(0-1)分布的随机变量

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

2.2.2 Bernoulli试验与二项分布

[定义2.2.4] 若随机试验 E 只有两个结果 A 和 \bar{A} , 则称其为 **Bernoulli试验**. 设 $P(A) = p \in (0, 1)$. 将 E 独立重复地进行 n 次, 称这一串重复的独立试验为 n **重Bernoulli试验**, 其中"重复"指每次试验中 $P(A) = p$ 不变, "独立"指每次试验的结果互不影响.

[定义2.2.5] 若随机变量 X 的分布律有形式 $P\{X = k\} = C_n^k p^k (1-p)^{n-k}$ ($k = 0, 1, \dots, n$), 则称 X 服从参数为 n, p 的**二项分布**, 记作 $X \sim b(n, p)$.

[注1] $n = 1$ 时, 二项分布退化为(0-1)分布.

[注2] 随 k 的增加, $P\{X = k\}$ 先随之单调增大, 达到最大值后单调减小.

[例2.2.2] 已知一大批产品中一级品率为 0.2, 现从中任取 20 个产品, 求其中恰有 k ($0 \leq k \leq 20$) 个一级品的概率.

[解] 这是不放回抽样, 但因产品数量多, 而抽取的产品相对于产品数量很小, 故可视为放回抽样,

进而抽取 20 个产品等价于进行 20 重Bernoulli试验 E .

设事件 A : 某产品是一级品, 则 $P(A) = 0.2$,

且 20 个产品中的一级品数 X 等于 20 重Bernoulli试验中 A 发生的次数, 则 $X \sim b(20, 0.2)$.

故 $P\{X = k\} = C_{20}^k (0.2)^k (0.8)^{20-k}$ ($0 \leq k \leq 20$).

[例2.2.3] 某人进行射击, 每次射击的命中率为 0.02. 现独立射击 400 次, 求至少命中 2 次的概率.

[解] 设随机试验 E : 进行一次射击, 事件 A : 射击命中. 设独立射击 400 次中命中 X 次, 则 $X \sim b(400, 0.02)$.

$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X < 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 0.9972$.

[注]

① $P\{X \geq 2\}$ 接近 1, 这表明: 一个事件尽管在一次试验中发生的概率很小, 但独立试验次数足够多时, 该事件几乎必然发生.

② 若某人在 400 次独立射击中命中次数 < 2 , 由实际推断原理: 他每次射击的命中率为 0.02 的假设是错误的.

[例2.2.4] 设有 80 个设备, 各设备工作相互独立, 发生故障的概率都为 0.01, 且一个设备的故障只能由一个人处理. 现有如下两种配备维修工人的方法: ①由 4 个人维护, 每人负责 20 个设备; ② 80 个设备由 3 个人共同维护. 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]

① 设第 1 个人维护的 20 个设备同一时刻有 X 个发生故障, 则 $X \sim b(20, 0.01)$.

设事件 A_i ($i = 1, 2, 3$): 第 i 个人维护的 20 个设备发生故障且不能及时维修.

80 个设备发生故障且不能及时维修的概率:

$$P(A_1 \cup A_2 \cup A_3 \cup A_4) \geq P(A_1) = P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 0.0169.$$

② 设 80 个设备同一时刻有 Y 个发生故障, 则 $Y \sim b(80, 0.01)$.

80 个设备发生故障且不能及时维修的概率: $P\{Y \geq 4\} = 1 - \sum_{i=1}^3 P\{Y = i\} \approx 0.0087$.

[注] 方法②与方法①相比, 每个人的任务重了, 但效率提高了.

2.2.3 Poisson分布

[定义2.2.6] 若随机变量 X 可能的取值为 $0, 1, 2, \dots$, 且分布律 $P\{X = k\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ ($k = 0, 1, 2, \dots$), 其中 $\lambda > 0$ 是常数, 则称 X 服从参数为 λ 的Poisson分布, 记作 $X \sim \pi(\lambda)$ 或 $X \sim P(\lambda)$.

[证] 下证 $P\{X = k\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ ($k = 0, 1, 2, \dots$) 是某个离散型随机变量的分布律.

① 因 $k \in \mathbb{N}, \lambda > 0$, 则 $P\{X = k\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} \geq 0$.

② $\sum_{k=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1$.

[定理2.2.3] 设 $\lambda > 0$ 是常数, $n \in \mathbb{N}^*$, 且 $np_n = \lambda$, 则对 \forall 固定的整数 $k \geq 0$, 有

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

[注] 本定理表明: 二项分布 $b(n, p)$ 当 $n \rightarrow \infty$ 时为Poisson分布 $P(\lambda)$.

[推论] 设 $np = \lambda$, 则 n 很大 ($n \geq 20$), p 很小 ($p \leq 0.05$) 时, 有近似式: $C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} \approx e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$.

[例2.2.5] 某公司制造的产品的次品率为 0.1% , 每个产品称为次品相互独立. 求 1000 个产品中至少有 2 个次品的概率.

[解] 设 1000 个产品中有 X 个次品, 则 $X \sim b(1000, 0.001)$.

(1) 二项分布:

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 1 - (0.999)^{1000} - C_{1000}^1 (0.999)^{999} (0.001) \\ &\approx 0.2642411. \end{aligned}$$

(2) Poisson定理: $n = 1000, p = 0.001, \lambda = np = 1$.

$$P\{X \geq 2\} = 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} = 1 - e^{-1} - e^{-1} \approx 0.2642411.$$

2.3 随机变量的分布函数

[定义2.3.1] 对随机变量 X 和 $\forall x \in \mathbb{R}$, 称函数 $F(x) = P\{X \leq x\}$ 为 X 的**分布函数**.

[注1] $F(x)$ 是定义域为 \mathbb{R} 、值域为 $[0, 1]$ 的函数.

[注2] 用分布函数可求随机变量在任一区间上取值的概率, 如

$$\begin{aligned} P\{x_1 < X \leq x_2\} &= P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1\} = F(x_2) - F(x_1), \\ P\{x_1 \leq X \leq x_2\} &= P\{X \leq x_2\} - P\{X \leq x_1\} + P\{X = x_1\}. \end{aligned}$$

[注3] 几何表示: 将 X 视为数轴上随机点的坐标, 则分布函数 $F(x)$ 在 x 处的函数值表示 X 落在区间 $(-\infty, x]$ 上的概率.

[注4] 分布函数对离散型连续变量和连续性随机变量都适用.

[定理2.3.1] 对随机变量 X , $F(x)$ 是 X 的分布函数的充要条件为如下三条性质: ① $F(x)$ 单调不减; ② $0 \leq F(x) \leq 1$, 且 $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$, $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$; ③ $F(x)$ 是右连续的, 即对 $\forall x$, 都有 $\lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x) = F(x_0)$.

[例2.3.1] 设随机变量 X 的分布律如下:

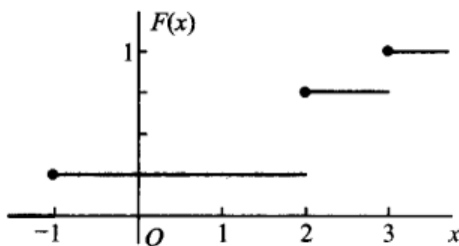
X	-1	2	3
p_k	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

(1) 求 X 的分布函数.

(2) 求 $P\left\{X \leq \frac{1}{2}\right\}$, $P\left\{\frac{3}{2} \leq X \leq \frac{5}{2}\right\}$, $P\{2 \leq X \leq 3\}$.

[解]

$$(1) F(x) = \begin{cases} 0 & x < -1 \\ P\{X = -1\} = \frac{1}{4} & -1 \leq x < 2 \\ P\{X = -1\} + P\{X = 2\} = \frac{3}{4} & 2 \leq x < 3 \\ 1 & x \geq 3 \end{cases}, \text{其图象如下图所示:}$$



$$(2) P\left\{X \leq \frac{1}{2}\right\} = P\{X = -1\} = \frac{1}{4}. \text{另解: } P\left\{X \leq \frac{1}{2}\right\} = F\left(\frac{1}{2}\right) = \frac{1}{4}.$$

$$P\left\{\frac{3}{2} < x \leq \frac{5}{2}\right\} = F\left(\frac{5}{2}\right) - F\left(\frac{3}{2}\right) = \frac{1}{2}.$$

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

[定理2.3.2] 设离散型随机变量 X 的分布律 $P\{X = x_k\} = p_k$ ($k = 1, 2, \dots$), 则其分布函数 $F(x) = \sum_{x_k \leq x} p_k$.

[注1] 离散型随机变量的分布函数是分段函数, 其中分段区间除 $(-\infty, x_0)$ 外都是左闭右开的, 且图象是一条阶梯型曲线.

[注2] $F(x)$ 在 $x = x_k$ ($k = 1, 2, \dots$) 处有跳跃, 跳跃值为 $p_k = P\{X = x_k\}$.

[例2.3.2] 已知离散型随机变量 X 的分布函数 $F(x) = \begin{cases} 0 & x < -2 \\ 0.3 & -2 \leq x < 1 \\ 0.6 & 1 \leq x < 2 \\ 1 & x \geq 2 \end{cases}$. 求 X 的分布律.

[解] $P\{X = -2\} = 0.3 - 0 = 0.3, P\{X = 1\} = 0.6 - 0.3 = 0.3, P\{X = 2\} = 1 - 0.6 = 0.4$.

X	-2	1	2
p_k	0.3	0.3	0.4

2.4 连续型随机变量及其概率密度

2.4.1 连续型随机变量

[例2.4.1] 设靶子是一个半径为 2 的圆盘, 击中靶上任一同心圆盘上的点的概率与该圆盘的面积成正比. 若射击都能中靶, 设弹着点与圆心的距离为 X . 求随机变量 X 的分布函数 $F(x)$.

[解] ① $x < 0$ 时, 因 $\{X = k\}$ 是不可能事件, 则 $F(x) = P(\emptyset) = 0$.

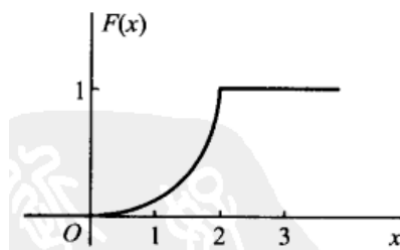
② $0 \leq x \leq 2$ 时, 设 $P\{0 \leq X \leq x\} = kx^2$, 其中 k 是常数.

因 $x = 2$ 时, 有 $P\{0 \leq X \leq 2\} = 4k = 1$, 则 $k = \frac{1}{4}$.

故 $F(x) = P\{X \leq x\} = P\{X < 0\} + P\{0 \leq X \leq x\} = 0 + \frac{x^2}{4} = \frac{x^2}{4}$.

③ $x \geq 2$ 时, 因射击都能中靶, 则 $F(x) = P\{X \leq x\} = 1$.

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



[注1] 因 $F(x)$ 的图象是一条连续曲线而非阶梯型曲线, 故 X 非离散型随机变量. 事实上, 它是连续型随机变量.

[注2] 可以证明 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 其中 $f(t) = \begin{cases} \frac{t}{2}, & 0 < t < 2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$ 是非负函数.

[定义2.4.1] 若对随机变量 X 的分布函数 $F(x)$, 存在非负可积的函数 $f(x)$ s. t. 对 $\forall x \in \mathbb{R}$, 有 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 则称 X 为连续型随机变量, 称 $f(x)$ 为 X 的概率密度函数, 简称概率密度.

[注] 概率密度 $f(x)$ 在个别点处的函数值不影响分布函数 $F(x)$ 的值.

[定理2.4.1] 设随机变量 X 的概率密度函数为 $f(x)$, 分布函数为 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 则:

(1) $f(x) \geq 0$.

(2) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$.

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

(4) 若 $f(x)$ 可积, 则 $F(x)$ 连续.

(5) 若 $f(x)$ 连续, 则 $F(x)$ 可导, 且 $F'(x_0) = f(x_0)$.

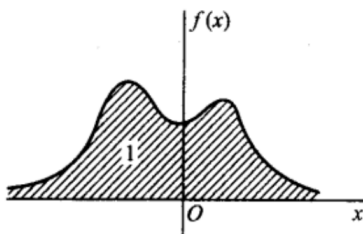
[证]

(2) 因 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 且 $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$,

则 $1 = \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt$.

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

[注1] (2)的几何意义: 介于 $y = f(x)$ 与 x 轴间的无界区域的面积为 1, 如下图所示:



[注2] (3)的几何意义: X 落在区间 $(x_1, x_2]$ 的概率等于区间 $(x_1, x_2]$ 上介于 $y = f(x)$ 与 x 轴间的曲边梯形的面积.

[注3] 可以证明: 若函数 $f(x)$ 有性质(1)和(2), 则 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$ 是某一随机变量 X 的分布函数, $f(x)$ 是 X 的概率密度.

[定理2.4.2] 设连续型随机变量 X 的概率密度函数为 $f(x)$, 分布函数为 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$, 则:

(1) $F(x)$ 连续.

(2) 若 $f(x)$ 在点 $x = x_0$ 处连续, 则 $F'(x_0) = f(x_0)$.

(3) 对 \forall 常数 $a \in \mathbb{R}$, 有 $P\{X = a\} = 0$.

(4)

$$P\{a < X < b\} = P\{a \leq X < b\} = P\{a < X \leq b\} = P\{a \leq X \leq b\} = \int_a^b f(x)dx = F(b) - F(a).$$

[证] (3) 取 $\Delta x > 0$, 因 $\{X = a\} \subset \{a - \Delta x < X \leq a\}$, 则 $P\{X = a\} \leq P\{a - \Delta x < X \leq a\}$.

因 $P\{x = a\} \geq 0$, 且 $P\{a - \Delta x < X \leq a\} = F(a) - F(a - \Delta x) \rightarrow 0$ ($\Delta x \rightarrow 0$), 由夹逼定理即证.

[注] (3)表明: 若 A 是不可能事件, 则 $P(A) = 0$; 但若 $P(A) = 0$, 则 A 未必是不可能事件.

[例2.4.2] 设随机变量 X 有概率密度 $f(x) = \begin{cases} kx, & 0 \leq x < 3 \\ 2 - \frac{x}{2}, & 3 \leq x \leq 4 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 求:

(1) 常数 k .

(2) X 的分布函数 $F(x)$.

(3) $P\left\{1 < X \leq \frac{7}{2}\right\}$.

[解]

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^3 kx dx + \int_3^4 \left(2 - \frac{x}{2}\right) dx = 1, \text{ 解得: } k = \frac{1}{6}.$$

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

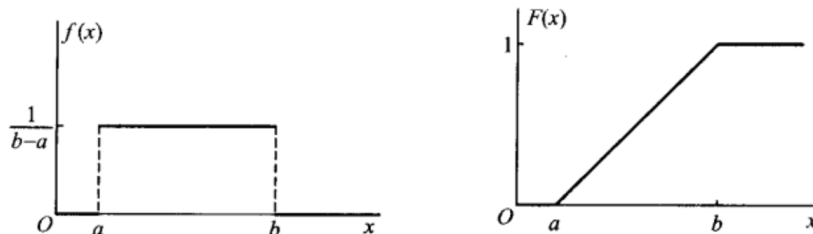
$$\text{则 } F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \int_0^x \frac{t}{6} dt, & 0 \leq x < 3 \\ \int_0^3 \frac{t}{6} dx + \int_3^x \left(2 - \frac{t}{2}\right) dt, & 3 \leq x < 4 \\ 1, & x \geq 4 \end{cases} = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x^2}{12}, & 0 \leq x < 3 \\ -3 + 2x - \frac{x^2}{4}, & 3 \leq x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

$$(3) P\left\{1 < X \leq \frac{7}{2}\right\} = F\left(\frac{7}{2}\right) - F(1) = \frac{41}{48}.$$

2.4.2 均匀分布

[定义2.4.2] 若连续型随机变量 X 有概率密度 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 则称 X 在区间 (a, b) 上服从**均匀分布**, 记作 $X \sim U(a, b)$, 其分布函数 $F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x < b \\ 1, & x \geq b \end{cases}$.

[注] 服从均匀分布的连续型随机变量的概率密度 $f(x)$ 和分布函数 $F(x)$ 的图象如下图所示:



[定理2.4.3] 若连续型随机变量 X 在区间 (a, b) 上服从均匀分布, 则 X 落在 (a, b) 中任意等长的子区间内的可能性相同, 即它落在 (a, b) 中的子区间的概率只依赖于子区间的长度, 与子区间的位置无关.

[证] 对任一长度为 l 的子区间 $(c, c+l) \subset [a, b]$,

$$\text{有 } P\{c < X \leq c+l\} = \int_c^{c+l} f(x)dx = \int_c^{c+l} \frac{dx}{b-a} = \frac{l}{b-a}.$$

[例2.4.3] 设电阻值 R 是均匀分布在 $900\ \Omega \sim 1100\ \Omega$ 的随机变量. 求:

(1) R 的概率密度.

(2) R 落在 $950\ \Omega \sim 1050\ \Omega$ 的概率.

(3) R 落在 $750\ \Omega \sim 1050\ \Omega$ 的概率.

[解]

$$(1) f(r) = \begin{cases} \frac{1}{1100 - 900} = \frac{1}{200}, & 900 < r < 1100 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

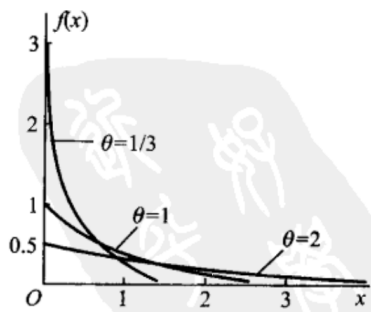
$$(2) P\{950 < R < 1050\} = \int_{950}^{1050} f(r) dr = \int_{950}^{1050} \frac{dr}{200} = 0.5.$$

$$(3) P\{750 < R < 1050\} = \int_{750}^{1050} f(r) dr = \int_{900}^{1050} f(r) dr = \frac{3}{4}.$$

2.4.3 指数分布

[定义2.4.3] 若连续型随机变量 X 的概率密度 $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}$, 其中常数 $\theta > 0$, 则称 X 服从参数为 θ 的指数分布, 记作 $X \sim \text{Exp}(\theta)$, 其分布函数 $F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$.

[注] 服从参数为 θ 的指数分布的连续型随机变量的概率密度 $f(x)$ 的图象如下图所示:



[定理2.4.4] 若连续型随机变量 X 服从指数分布, 则它的概率分布有**无记忆性**, 即对 $\forall s, t > 0$, 有 $P\{(X > s+t)|(X > s)\} = P\{X > t\}$.

$$\begin{aligned} \text{[证]} \quad P\{(X > s+t)|(X > s)\} &= \frac{P\{(X > s+t) \cap (X > s)\}}{P\{X > s\}} = \frac{P\{X > s+t\}}{P\{X > s\}} \\ &= \frac{1 - F(s+t)}{1 - F(s)} = \frac{e^{-\frac{s+t}{\theta}}}{e^{-\frac{s}{\theta}}} = e^{-\frac{t}{\theta}} = P\{X > t\}. \end{aligned}$$

[注] 设 X 为某元件的寿命, 则本定理表明: 已知该元件已使用了 s 小时, 则它总共能使用至少 $(s+t)$ 小时的条件概率与初始时它至少能使用 t 小时的概率相等, 即元件对它已使用过 s 小时无记忆.

[例2.4.4] 设顾客在银行窗口的等待时间 X (min) 服从指数分布, 其概率密度 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}e^{-\frac{x}{5}}, & x > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 某顾客

在窗口等待, 若等待时间超过 10 min 则离开. 他一个月需到银行 5 次, 设他一个月内未等到服务而离开窗口 Y 次.

(1) 求 Y 的分布律.

(2) 求 $P\{Y \geq 1\}$.

[解] 设事件 A : 该顾客未等到服务而离开窗口, 则他去银行 5 次等价于进行了 5 重Bernoulli试验, 则 $Y \sim b(5, P(A))$.

$P(A) = P\{X > 10\} = 1 - P\{X \leq 10\} = 1 - F(10) = e^{-2}$, 则 $Y \sim b(5, e^{-2})$.

(1) $P\{Y = k\} = C_5^k (e^{-2})^k (1 - e^{-2})^{5-k} \quad (k = 0, 1, \dots, 5)$.

(2) $P\{Y \geq 1\} = 1 - P\{Y < 1\} = 1 - P\{Y = 0\} = 1 - (1 - e^{-2})^5$.

2.4.4 正态分布

[定义2.4.4] 若连续型随机变量 X 的概率密度 $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$, 其中 $\sigma > 0, \mu$ 都是常数, 则称 X 服从参数为 μ, σ 的**正态分布**或**Gauss分布**, 记作 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数 $F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$.

[证] 下证 $F(x)$ 是分布函数. 因 $\sigma > 0$, 则 $f(x) \geq 0$. 下证 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1$.

[引理] 概率积分 $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}$, $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$.

令 $t = \frac{x - \mu}{\sqrt{2}\sigma}$, 则 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-x^2} dx = 1$.

[注] 正态分布的分布函数无法用初等函数表示.

[定理2.4.5] 设服从正态分布的连续型随机变量 X 的概率密度为 $f(x)$. 对曲线 $y = f(x)$, 有:

(1) $y = f(x)$ 关于直线 $x = \mu$ 对称, 则对 $\forall h \in \mathbb{R}$, 有 $P\{\mu - h < X \leq \mu\} = P\{\mu < X \leq \mu + h\}$.

(2) $f(x)$ 在区间 $(-\infty, \mu]$ 上单调增, 在区间 $[\mu, +\infty)$ 上单调减.

(3) $x = \mu$ 时, $f(x)$ 取得最大值 $f(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$.

(4) 等长度的区间离 $x = \mu$ 越远, X 落在该区间上的概率越小.

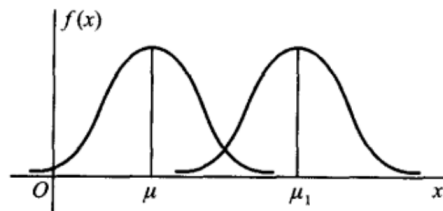
(5) $f(x)$ 只在 $x = \mu \pm \sigma$ 处有拐点.

(6) $y = f(x)$ 以 x 轴为水平渐近线.

[证] (5) 令 $f''(x) = \frac{(x - \mu)^2 - \sigma^2}{\sqrt{2\pi}\sigma^5} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = 0$, 则 $(x - \mu)^2 = \sigma^2$, 解得: $x = \mu \pm \sigma$.

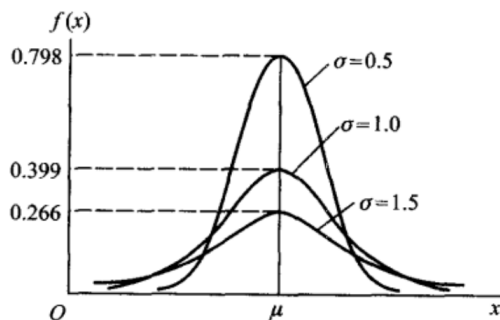
[注1] 考察服从参数为 μ, σ 的正态分布的连续型随机变量的概率密度 $f(x)$ 的图象.

(1) 固定 σ , 变化 μ 时, 图象沿 x 轴平移, 形状不变, 故 μ 称为正态分布的**位置参数**. 如下图为 $\mu_1 > \mu$ 时的图象:



(2) 固定 μ , 变化 σ 时, 图象位置不变, 但 σ 越小, $f_{\max} = f(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$ 越大, 即图象越尖.

如下图为 σ 分别取 0.5, 1.0, 1.5 的图象. 由图象知: 固定 μ , σ 越小, X 落在区间 $(\mu - \sigma, \mu + \sigma)$ 内的概率越大.

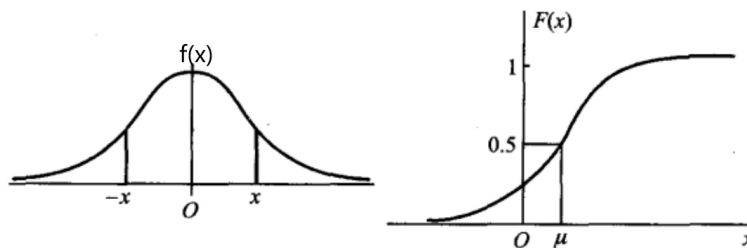


[例2.4.5] 设连续型随机变量 $X \sim N(2, \sigma^2)$, 且 $P\{2 < X < 4\} = 0.3$. 求 $P\{0 < X < 2\}$.

[解] 因 $y = \varphi(x)$ 的图象关于 $x = 2$ 对称, 则 $P\{0 < X < 2\} = P\{2 < X < 4\} = 0.3$.

[定义2.4.5] 对连续型随机变量 X , 若 $X \sim N(0, 1)$, 则称 X 服从**标准正态分布**, 其概率密度 $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$, 分布函数 $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$.

[注] $f(x) = \varphi(x)$ 和 $F(x) = \Phi(x)$ 的图象如下图所示:



[定理2.4.6] 设连续型随机变量 X 服从标准正态分布, 其概率密度和分布函数分别为 $\varphi(x)$ 和 $\Phi(x)$, 则:

(1) $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$.

(2) $\Phi(0) = \frac{1}{2}$.

[证] (1) $\Phi(-x) + \Phi(x) = P\{X \leq -x\} + P\{X \leq x\} = P\{X \leq x\} + P\{X \geq x\} = 1$.

[定理2.4.7] 任一正态分布可经一线性变换转化为标准正态分布. 具体地, 设连续型随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则随机变量 $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$.

$$[\text{证}] \quad Z \text{ 的分布函数 } F_Z(x) = P\{Z \leq x\} = P\{X \leq \mu + \sigma x\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\mu + \sigma x} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

$$\stackrel{u=\frac{t-\mu}{\sigma}}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \Phi(x).$$

[定理2.4.8] 设连续型随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则:

$$(1) F(x) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right).$$

$$(2) P\{x_1 < X \leq x_2\} = \Phi\left(\frac{x_2 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - \mu}{\sigma}\right).$$

[证]

$$(1) F(x) = P\{X \leq x\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right).$$

$$(2) P\{x_1 < X \leq x_2\} = F(x_2) - F(x_1) = \Phi\left(\frac{x_2 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - \mu}{\sigma}\right).$$

[例2.4.6] 将一温度调节器放在储存某种液体的容器内, 调节器在 $d^\circ\text{C}$, 液体温度 X ($^\circ\text{C}$) 是一个随机变量, 且 $X \sim N(d, 0.5^2)$.

(1) 若 $d = 90^\circ\text{C}$, 求 $X < 89^\circ\text{C}$ 的概率.

(2) 若要保持液体温度至少为 80°C 的概率不低于 0.99, 求 d 的取值范围.

[解]

$$(1) X \sim N(90, 0.5^2),$$

$$\text{则 } P\{X < 89\} = \Phi\left(\frac{89 - 90}{0.5}\right) = \Phi(-2) = 1 - \Phi(2) = 1 - 0.977 = 0.0228.$$

$$(2) 0.99 \leq P\{X \geq 80\} = 1 - P\{X < 80\} = 1 - \Phi\left(\frac{80 - d}{0.5}\right), \text{ 则 } \Phi\left(\frac{d - 80}{0.5}\right) \geq 0.99 = \Phi(2.327).$$

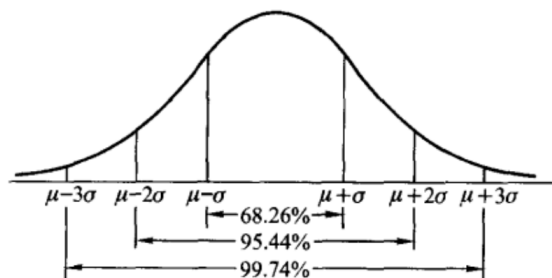
$$\text{因 } \Phi(x) \text{ 单调递增, 则 } \frac{d - 80}{0.5} \geq 2.327, \text{ 解得: } d > 81.1635.$$

[定理2.4.9] [3 σ 法则] 若连续型随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma)$, 则 X 落在 $(\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma)$ 内几乎是必然的. 具体地, 有:

$$(1) P\{\mu - \sigma < X < \mu + \sigma\} = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 = 68.25\%.$$

$$(2) P\{\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma\} = \Phi(2) - \Phi(-2) = 95.44\%.$$

$$(3) P\{\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma\} = \Phi(3) - \Phi(-3) = 99.74\%.$$



2.5 随机变量的函数的分布

[定义2.5.1] 设 X 是随机变量. 对连续函数 $g(\cdot)$, 以 X 为自变量的函数 $Y = g(X)$ 也是随机变量, 称其为随机变量 X 的函数.

[定义2.5.2] 离散型随机变量的**概率分布**是指其分布律, 连续型随机变量的**概率分布**是指其概率密度.

2.5.1 离散型随机变量的函数

[例2.5.1] 设随机变量 X 的分布律如下. 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] 下面的方法称为**矩阵法**或**逐点代入合并法**.

逐点代入:

p_k	0.2	0.3	0.1	0.4
X	-1	0	1	2
$Y = (X - 1)^2$	4	1	0	1

合并:

Y	0	1	4
p_k	0.1	0.7	0.2

2.5.2 连续型随机变量的函数

[例2.5.2] 设随机变量 X 有概率密度 $f_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{8}, & 0 < x < 4 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$. 求随机变量 $Y = 2X + 8$ 的概率密度.

[解] 下面的方法称为**分布函数求导法**.

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

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= F'_Y(y) = \frac{d}{dy} \left[F_X\left(\frac{y-8}{2}\right) \right] = f_X \cdot \left(\frac{y-8}{2}\right) \cdot \frac{1}{2} \\ &= \begin{cases} \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{8} \cdot \frac{y-8}{2}, & 0 < \frac{y-8}{2} < 4 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} \frac{y-8}{32}, & 8 < y < 16 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}. \end{aligned}$$

[注] 已知连续型随机变量 X 的概率密度 $f_X(x)$ 和分布函数 $F_X(x)$, 用分布函数求导法求随机变量 $Y = g(X)$ 的概率密度 $f_Y(y)$ 和分布函数 $F_Y(y)$ 的步骤:

① 用分布函数的定义求 Y 的分布函数: $F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = \int_{g(X) \leq y} f_X(x) dx$, 此处只需写出积分的形式, 无需计算. 若 $f_X(x)$ 是分段函数, 则将积分换为 X 的分布函数.

② 概率密度 $f_Y(y) = F'_Y(y)$.

[变限积分求导法则] 设函数 $f(x)$ 在区间 $[a, b]$ 上连续, 函数 $u(x) : (c, d) \rightarrow \mathbb{R}, v(x) : (c, d) \rightarrow \mathbb{R}$ 都可导, 且 $a \leq u(x), v(x) \leq b$, 则 $\left[\int_{v(x)}^{u(x)} f(t) dt \right]' = f(u(x))u'(x) - f(v(x))v'(x)$.

[例2.5.3] 设随机变量 X 有概率密度 $f_X(x)$. 求随机变量 $Y = X^2$ 的概率密度.

[解] ① 因 $Y = X^2 \geq 0$, 则 $y < 0$ 时, 有 $F_Y(y) = 0$.

② $y \geq 0$ 时, $F_Y(y) = P\{X^2 \leq Y\} = P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$.

综上, $F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}), & y \geq 0 \end{cases}$.

因改变 $F_Y(y)$ 在个别点处的函数值不改变 $f_Y(y)$, 则无需讨论分段点处的可导性, 只需分别对各段求导, 即:

$$\begin{aligned} \text{则 } f_Y(y) &= F'_Y(y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ f_X(\sqrt{y}) \cdot (\sqrt{y})' - f_X(-\sqrt{y}) \cdot (-\sqrt{y})', & y \geq 0 \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})], & y \geq 0 \end{cases}. \end{aligned}$$

[定理2.5.1] 设随机变量 X 有概率密度 $f_X(x)$. 若 $y = g(x)$ 是关于 x 的严格单调且可导的函数, 即恒有 $g'(x) > 0$ 或 $g'(x) < 0$, 则 $Y = g(X)$ 是连续型随机变量, 其概率密度 $f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot |h'(y)|, & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 其中 $x = h(y)$ 是 $y = g(x)$ 的反函数, $\alpha = \min\{g(-\infty), g(+\infty)\}, \beta = \max\{g(-\infty), g(+\infty)\}$.

(1) $g'(x) > 0$ 时, 有 $f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot [h'(y)], & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$.

(2) $g'(x) < 0$ 时, 有 $f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot [-h'(y)], & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$.

[证] 下证 $g'(x) > 0$ 的情况, 此时 $\alpha = g(-\infty), \beta = g(+\infty), h'(y) > 0$, 则 $h(y)$ 严格单调增.

$$F_Y(y) = P\{Y \leq y\} = P\{g(X) \leq y\} = P\{X \leq h(y)\}.$$

① $y \leq \alpha$ 时, $\{g(X) \leq y\}$ 是不可能事件, 则 $F_Y(y) = 0$,

② $y \geq \beta$ 时, $\{g(X) \leq y\}$ 是必然事件, 则 $F_Y(y) = 1$.

③ $\alpha < y < \beta$ 时, $F_Y(y) = P\{X \leq h(y)\} = F_X(h(y))$.

$$\text{综上, } F_Y(y) = \begin{cases} 0, & y \leq \alpha \\ F_X(h(y)), & \alpha < y < \beta \\ 1, & y \geq \beta \end{cases} \text{ 则 } f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot h'(y), & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

[推论] 在本定理的条件下, 若 $f_X(x)$ 在有限区间 $[a, b]$ 以外的其他点处为 0, 且 $x \in [a, b]$ 时, 有 $g'(x) > 0$ 或 $g'(x) < 0$, 则 $f_Y(y) = \begin{cases} f_X(h(y)) \cdot |h'(y)|, & \alpha < y < \beta \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$, 其中 $\alpha = \min\{g(a), g(b)\}, \beta = \max\{g(a), g(b)\}$.

[注] 连续型随机变量的函数未必是连续型随机变量.

[例2.5.4] 设随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. 求证: 随机变量 $Y = aX + b$ ($a \neq 0$) 服从正态分布.

$$[证] f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right).$$

$y = g(x) = ax + b$, 则 $g'(x) = a \neq 0$, 进而 $g(x)$ 在 \mathbb{R} 上严格单调.

$$\text{因 } g(-\infty) = \lim_{x \rightarrow -\infty} g(x) = -\infty, g(+\infty) = \lim_{x \rightarrow +\infty} g(x) = +\infty,$$

$$\text{则 } \alpha = \min\{g(-\infty), g(+\infty)\} = -\infty, \beta = \max\{g(-\infty), g(+\infty)\} = +\infty.$$

$$y = g(x) = ax + b \text{ 的反函数 } x = h(y) = \frac{y-b}{a}, \text{ 则 } h'(y) = \frac{1}{a}.$$

$$\begin{aligned} \text{故 } f_Y(y) &= f_X(h(y)) \cdot |h'(y)| = \frac{1}{|a|} \cdot f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot |a| \cdot \sigma} \exp\left(-\frac{(y-b-a\mu)^2}{2a^2\sigma^2}\right) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot (|a| \cdot \sigma)} \exp\left(-\frac{[y-(b+a\mu)]^2}{2(|a| \cdot \sigma)^2}\right), \text{ 则 } Y \sim N(a\mu + b, (|a| \cdot \sigma)^2). \end{aligned}$$

[例2.5.5] 设随机变量 $V = A \sin \theta$, 其中 A 是一个正常数, 随机变量 $\theta \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$. 求 V 的概率密度.

[解] 因 $V(\theta)' = A \cos \theta > 0$ ($-\frac{\pi}{2} < \theta < \frac{\pi}{2}$), 则 $V(\theta)$ 严格单调增, 且 $V(\theta) \in (-A, A)$.

$$V(\theta) = A \sin \theta \text{ 的反函数 } \theta = \arcsin \frac{V}{A} \stackrel{\Delta}{=} h(V), \text{ 则 } h'(V) = \frac{1}{\sqrt{A^2 - V^2}}.$$

$$\text{因 } \theta \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right), \text{ 则 } f_\theta(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -\frac{\pi}{2} < \theta < \frac{\pi}{2} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

$$\text{故 } f_V(V) = \begin{cases} f_\theta(h(V)) \cdot |h'(V)|, & -A < V < A \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} = \begin{cases} \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{\sqrt{A^2 - V^2}}, & -A < V < A \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

[注] 若 $\theta \sim U(0, \pi)$, 则 $V(\theta)$ 不单调, 只能用分布函数求导法求解.

