

# 第二章 随机变量及其分布

修贤超

<https://xianchaoxiu.github.io>

- 2.1 随机变量
- 2.2 离散型随机变量及其分布律
- 2.3 随机变量的分布函数
- 2.4 连续型随机变量及其概率密度
- 2.5 随机变量的函数的分布

# 随机变量

- 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
- 通常用大写字母表示随机变量, 小写字母表示实数
- 如在百分制考试成绩, 样本空间为

$$S = \{x \mid 0 \leq x \leq 100\}$$

随机变量为

$$X = x$$

事件考试及格的概率可表示为

$$P\{60 \leq X \leq 100\}$$

## 例 2

- 在很多情况下，随机试验的结果就是实数，即样本点  $e$  本身是实数
- 袋中有编号分别为 1、2、3 的 3 只球。在袋中任取一球，放回，再任取一球。点数之和的样本空间为

$$S = \{(i, j) \mid i, j = 1, 2, 3\}$$

随机变量为

$$X = X(e) = X((i, j)) = i + j$$

概率分布为

$X$	2	3	4	5	6
$P$	1/9	2/9	3/9	2/9	1/9

# 随机变量

■ 在很多情况下, 随机试验的结果可以表示为实数或映射为一个实数

- 投掷硬币, 正面记为 1, 背面记为 0
- 产品质量检测, 合格记为 1, 次品记为 0
- 小球下落遇到钉子, 偏向左边为 0, 偏向右边为 1



- 2.1 随机变量
- 2.2 离散型随机变量及其分布律
- 2.3 随机变量的分布函数
- 2.4 连续型随机变量及其概率密度
- 2.5 随机变量的函数的分布

# 离散型随机变量及其分布律

■ 可能取到的值是有限个或可列无限多个的随机变量称为**离散型随机变量**

- 掷骰子的数值  $1, 2, \dots, 6$
- 某人射击的点数  $0, 1, 2, \dots, 10$
- 某城市 120 急救电话收到的呼唤次数
- 某元件的寿命  $t$  (反例)

$X$	$x_1$	$x_2$	$\cdots$	$x_n$	$\cdots$
$p_k = P\{X = x_k\}$	$p_1$	$p_2$	$\cdots$	$p_n$	$\cdots$

■ 由概率的定义,  $p_k$  满足如下两个条件

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

## 例 1

- 一汽车在道路上连续经过 4 组红绿灯，在每组红绿灯前，遇到的红灯亮概率为  $p$ . 以  $X$  表示汽车首次停下时，它已通过红绿灯组数（设各组红绿灯的工作状态相互独立），求  $X$  的分布律

解答  $X$  的分布律为

$X$	0	1	2	3	4
$p_k$	$p$	$(1-p)p$	$(1-p)^2p$	$(1-p)^3p$	$(1-p)^4$

当  $p = 1/2$  时

$X$	0	1	2	3	4
$p_k$	0.5	0.25	0.125	0.0625	0.0625

## (0-1) 分布

- 定义: 设随机变量  $X$  只可能取 0 和 1 两个值, 它的分布律是

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

则称  $X$  服从以  $p$  为参数的 (0-1) 分布或两点分布

$X$	0	1
$p_k$	$1 - p$	$p$

- 如果样本空间中只包含两个元素, 即  $S = \{e_1, e_2\}$ , 可以定义一个服从 (0-1) 分布的随机变量

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

# 伯努利试验

- 定义：设试验  $E$  只有两个可能结果，则称  $E$  为 伯努利 (Bernoulli) 试验
- 定义：将试验  $E$  独立重复进行  $n$  次，则称  $n$  重伯努利试验
- 设  $P(A) = p$ ,  $P(\bar{A}) = 1 - p$ , 则  $n$  重伯努利试验中事件  $A$  发生  $k$  次的概率为

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

于是

$$\begin{aligned}\sum_{k=0}^n P\{X = k\} &= \sum_{k=0}^n C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} \\ &= [p + (1 - p)]^n = 1\end{aligned}$$

- 称随机变量  $X$  满足参数为  $(n, p)$  的 二项分布, 记为  $X \sim b(n, p)$
- 当  $n = 1$  时, 二项分布转化为 (0-1) 分布

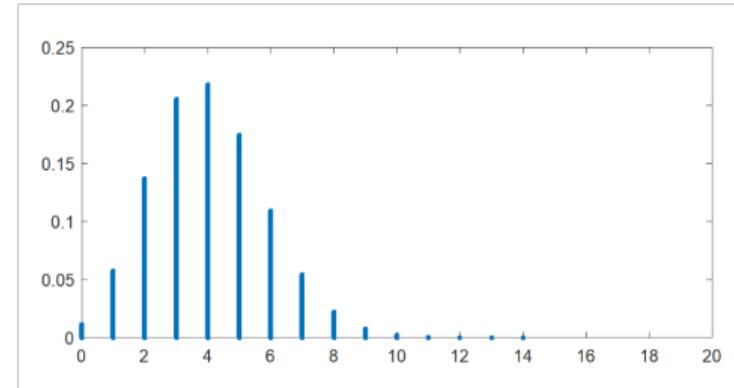
## 例 2

- 按规定, 某型号电子元件使用寿命超过 1500 小时的为一级品. 已知某批产品一级品率为 0.2, 现在从中随机抽查 20 只, 问恰有  $k$  只一级品的概率是多少

**解答** 这里是不放回抽样, 但由于总数很大, 因而可以当作放回抽样来处理. 以  $X$  表示一级品的只数, 则  $X \sim b(20, 0.2)$ , 即

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

$k$	$P$	$k$	$P$	$k$	$P$
0	0.012	4	0.218	8	0.022
1	0.058	5	0.175	9	0.007
2	0.137	6	0.109	10	0.002
3	0.205	7	0.055		



## 课堂练习 1

- 已知某工厂生产的螺钉有缺陷的概率是 0.01. 工厂将螺钉 10 个一包卖给客户, 并承诺 10 个中至多出现一个次品, 否则退款. 问退款概率是多少

## 课堂练习 1

- 已知某工厂生产的螺钉有缺陷的概率是 0.01. 工厂将螺钉 10 个一包卖给客户，并承诺 10 个中至多出现一个次品，否则退款。问退款概率是多少

解答 设次品的数量为 0.004267，则  $X \sim b(10, 0.01)$ ，于是  $X$  的分布律为

$$P\{X = k\} = C_{10}^k 0.01^k (1 - 0.01)^{10-k}, \quad k = 0, 1, \dots, 10$$

所求的概率为

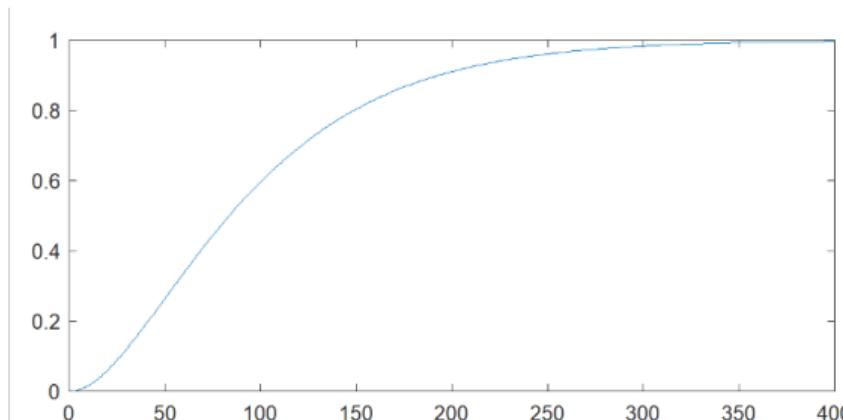
$$\begin{aligned} & 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} \\ &= 1 - C_{10}^0 0.01^0 (1 - 0.01)^{10-0} - C_{10}^1 0.01^1 (1 - 0.01)^{10-1} \\ &= 0.004267 \end{aligned}$$

### 例 3

- 某人单次射击命中率为 0.02，独立射击 400 次求至少击中两次的概率

解答 设击中的次数为  $X$ , 则  $X \sim b(400, 0.02)$ , 于是所求的概率为

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



## 例 4

- 设有 80 台同类型设备，各台工作相互独立，发生故障的概率都是 0.01，且一台设备可由一个人修理。考虑两种配备维修工人的方案：其一是配备 4 人，每人负责 20 台；其二是由 3 人共同维护 80 台。比较两种方法在设备发生故障时不能及时维修的概率

**解答**（方案一）设  $X$  表示同一时刻发生故障的台数，一组（20 台）可以及时维修的概率为

$$\begin{aligned} & P\{X = 0\} + P\{X = 1\} \\ &= C_{20}^0 0.01^0 0.99^{20-0} - C_{20}^1 0.01^1 0.99^{20-1} \\ &= 0.9831 \end{aligned}$$

则四组设备可以及时维修的概率  $0.9831^4 = 0.9343$ ，发生故障时不能及时维修的概率  $1 - 0.9831^4 = 0.0657$

## 例 4

- 设有 80 台同类型设备，各台工作相互独立，发生故障的概率都是 0.01，且一台设备可由一个人修理。考虑两种配备维修工人的方案：其一是配备 4 人，每人负责 20 台；其二是由 3 人共同维护 80 台。比较两种方法在设备发生故障时不能及时维修的概率

解答（方案二）设  $X$  表示同一时刻发生故障的台数，由 3 人共同维护 80 台的概率为

$$\begin{aligned} & 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} - P\{X = 2\} - P\{X = 3\} \\ &= 1 - C_{80}^0 0.01^0 0.99^{80-0} - C_{80}^1 0.01^1 0.99^{80-1} \\ &\quad - C_{80}^2 0.01^2 0.99^{80-2} - C_{80}^3 0.01^3 0.99^{80-3} \\ &= 0.0087 \end{aligned}$$

尽管方案二每个人的任务重了，但工作效率提高了

# 泊松分布

- 长期观察，发现食堂在中午 11 点至 12 点之间平均有  $\lambda$  人进入食堂吃饭。那么某天中午 11 点至 12 点之间有  $k$  个人进入食堂吃饭的概率是多少

解答 将 11 点至 12 点这一个小时平均分为  $n$  个时间段，每段时间为  $1/n$  小时且  $n > k$ ，且每段时间内最多只有一个人走进食堂，则在每段时间有人走进食堂的概率是  $p = \lambda/n$ 。于是 11 点至 12 点之间有  $k$  个人走进食堂的概率是

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

为了避免出现两个人在同一时间段走进食堂的情况，需要将这一个小时划分成为更小的时间段，即  $n \rightarrow \infty$ ，则有

$$P\{X = k\} = \lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}$$

# 泊松分布

■ 进一步，可以得到

$$\begin{aligned} P\{X = k\} &= \lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} C_n^k \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n(n-1) \cdots (n-k+1)}{k!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\lambda^k}{k!} \left[1 \left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{n}\right)\right] \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \\ &= \frac{\lambda^k e^\lambda}{k!} \end{aligned}$$

# 泊松分布

■ 定义：设随机变量  $X$  所有可能的取值为  $0, 1, 2, \dots$ ，而取各个值的概率为

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

其中  $\lambda > 0$  是常数，则称  $X$  服从参数为  $\lambda$  的泊松分布，记为  $X \sim \pi(\lambda)$

■ 服从泊松分布的例子

- 一本书中的一页中错误字符的数量
- 某段时间某路口发生交通事故的数量
- 一个社区中年龄超过百岁的老人数量
- 一天中拨错电话号码的数量
- 一天中进入邮局的顾客数量

# 泊松分布

- 泊松定理: 设  $\lambda > 0$  是一个常数,  $n$  是任意正整数, 设  $np_n = \lambda$ , 则对于任一固定的非负整数  $k$ , 有

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

- 根据泊松定理, 当  $n$  很大,  $p_n$  很小,  $\lambda = np_n$  适中时, 有

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

即用泊松分布概率近似计算二项分布概率

## 例 5

- 某公司生产芯片，次品率 0.1%，求在 1000 只产品中至少有 2 只次品的概率

解答 设  $X$  表示次品的数量

- 服从二项分布  $X \sim (1000, 0.001)$ , 则

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

- 服从泊松分布  $X \sim \pi(1)$ , 则

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2\} &= 1 - P\{X = 0\} - P\{X = 1\} \\ &= 1 - \frac{1^0 e^{-1}}{0!} - \frac{1^1 e^{-1}}{1!} \\ &= 0.2642411 \end{aligned}$$

- 2.1 随机变量
- 2.2 离散型随机变量及其分布律
- 2.3 随机变量的分布函数
- 2.4 连续型随机变量及其概率密度
- 2.5 随机变量的函数的分布

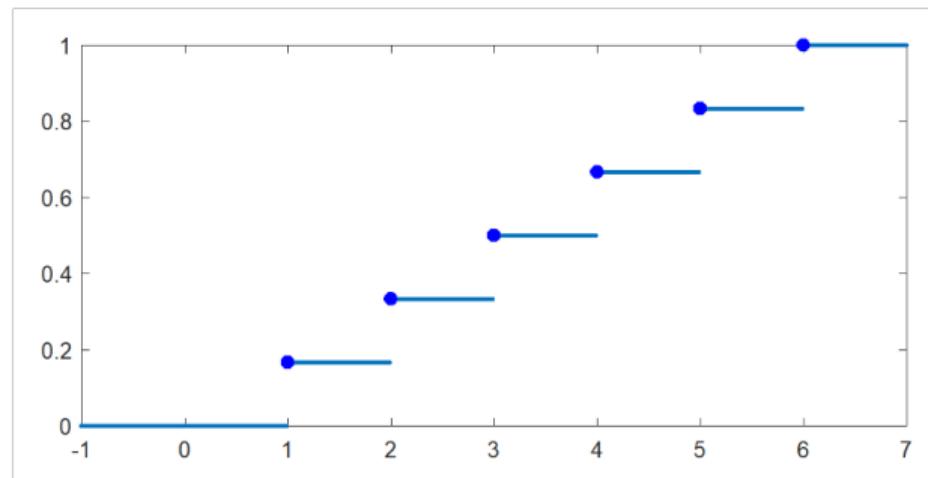
# 随机变量的分布函数

- 投掷骰子，每个点数的概率分布为

$x$	1	2	3	4	5	6
$P(X = x)$	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$= \begin{cases} 0, & x < 1 \\ 1/6, & 1 \leq x < 2 \\ 1/3, & 2 \leq x < 3 \\ 1/2, & 3 \leq x < 4 \\ 2/3, & 4 \leq x < 5 \\ 1, & 6 \leq x \end{cases}$$



# 随机变量的分布函数

■ 定义: 设  $X$  是一个随机变量,  $x$  是任意实数, 函数

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

称为  $X$  的分布函数 (Cumulative Distribution Function)

■ 性质:

- $F$  是非减函数, 即如果  $x_1 \leq x_2$ , 则  $F(x_1) \leq F(x_2)$
- $F$  是右连续的, 即  $F(x+0) = F(x)$
- $0 \leq F(x) \leq 1$ , 且

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

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

## 例 2

- 直径 2 米圆靶，随机变量  $X$  表示中靶时弹着点距离圆心距离，假设击中靶上同心圆盘的概率与该圆盘面积成正比，求随机变量  $X$  的分布函数？

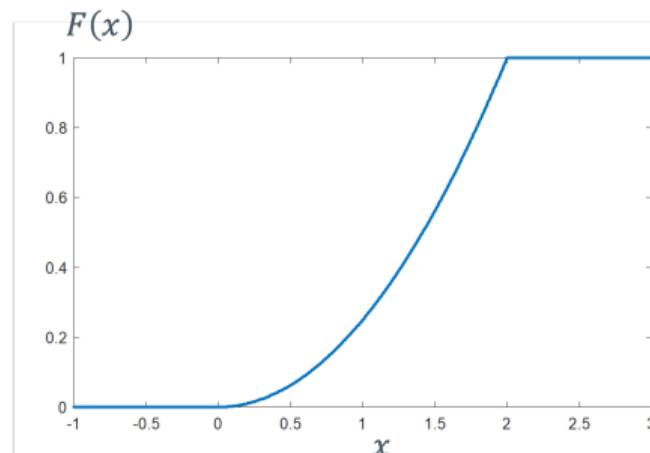
解答 考虑以下三种情况

- 当  $x < 0$  时，有  $F(x) = P(X \leq x) = 0$
- 当  $0 \leq x \leq 2$  时，有

$$\begin{aligned} F(x) &= P(X \leq x) \\ &= P(X \leq 0) + P(0 < X \leq x) \\ &= kx^2 \end{aligned}$$

由  $P(X \leq 2) = 1$ ，可知  $k = 4$

- 当  $x > 2$  时，有  $F(x) = P(X \leq x) = 1$



- 2.1 随机变量
- 2.2 离散型随机变量及其分布律
- 2.3 随机变量的分布函数
- 2.4 连续型随机变量及其概率密度
- 2.5 随机变量的函数的分布

# 连续型随机变量及其概率密度

- 定义：对于随机变量  $X$  的分布函数  $F(x)$ , 存在非负可积函数  $f(x)$ , 使对于任意实数  $x$  有

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

则称为  $X$  为 **连续型随机变量**,  $f(x)$  称为  $X$  的 **概率密度函数**, 简称概率密度

- 概率密度的性质

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

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

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

# 例 1

■ 设随机变量  $X$  具有概率密度

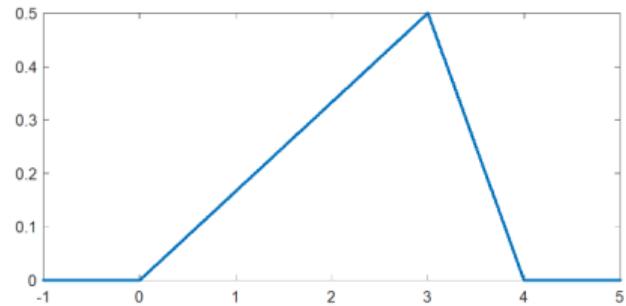
$$f(x) = \begin{cases} kx, & 0 \leq x < 3 \\ 2 - \frac{x}{2}, & 3 \leq x \leq 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

(1) 确定  $k$ ; (2) 求  $F(x)$ ; (3) 求  $P(1 < x \leq \frac{7}{2})$

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

$$\int_0^3 kx dx + \int_3^4 \left(2 - \frac{x}{2}\right) dx = \frac{9k}{2} + \frac{1}{4} = 1$$

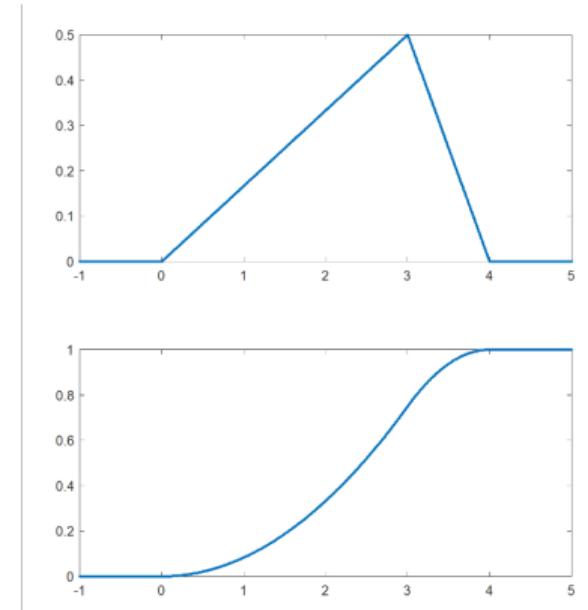
$$\Rightarrow k = \frac{1}{6}$$



# 例 1

解答 (2)  $X$  的分布函数为

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



$$(3) P(1 < x \leq \frac{7}{2}) = F(\frac{7}{2}) - F(1) = \frac{41}{48}$$

# 均匀分布

- 定义：若连续型随机变量  $X$  具有概率密度

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

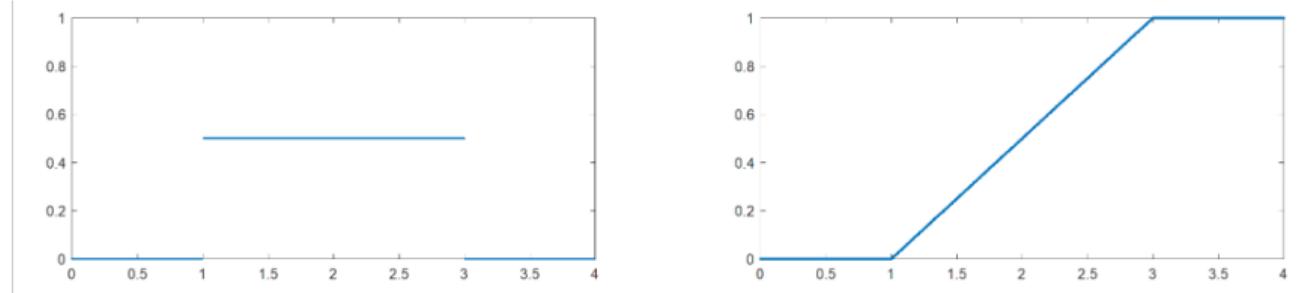
则称  $X$  在区间  $(a, b)$  上服从 均匀分布，记为  $X \sim U(a, b)$

- 易知  $f(x) \geq 0$  且  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$
- 均匀分布随机变量的分布函数为

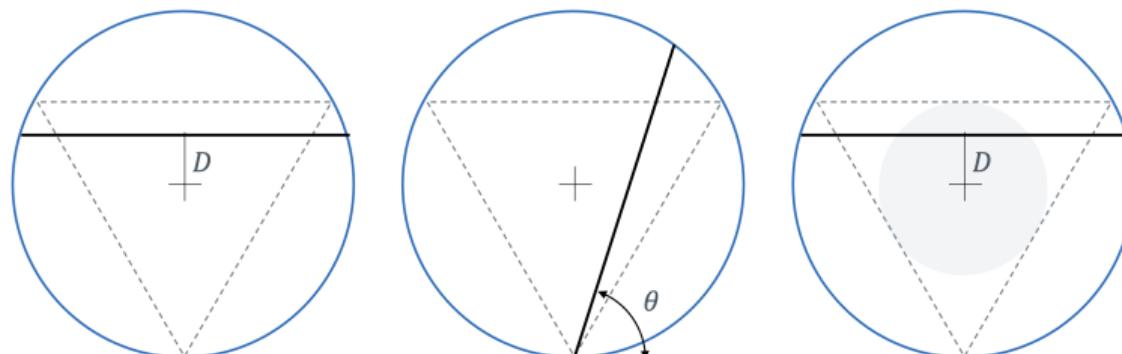
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & a \leq x < b \\ 1, & x \geq b \end{cases}$$

# 均匀分布

- 例如  $X \sim U(1, 3)$



- Bertrand 悖论



# 指数分布

- 在某段时间，平均每隔  $\theta$  时间，有一人进入食堂吃饭。连续两个人进入食堂间隔时间不超过  $t$  的概率是多少

解答 时间  $t$  内有  $k$  人进入食堂的概率是

$$P\{X = k\} = \frac{\left(\frac{t}{\theta}\right)^k e^{-\frac{t}{\theta}}}{k!}$$

时间  $t$  内有 0 人进入食堂的概率是

$$P\{X = 0\} = \frac{\left(\frac{t}{\theta}\right)^0 e^{-\frac{t}{\theta}}}{0!} = e^{-\frac{t}{\theta}}$$

连续两个人进入食堂间隔时间为  $t$  的概率是

$$\begin{aligned} F(t) &= P\{T \leq t\} = 1 - P(T > t) = 1 - P(X = 0) = 1 - e^{-\frac{t}{\theta}} \\ \implies f(t) &= F'(t) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{t}{\theta}} \end{aligned}$$

# 指数分布

- 定义：若连续型随机变量  $X$  具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

其中  $\theta > 0$  是常数，则称  $X$  服从参数为  $\theta$  的 指数分布

- 易知  $f(x) \geq 0$  且  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

- 指数分布随机变量的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x}{\theta}}, & x > 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

- 试画出指数分布的概率密度和分布函数

# 指数分布

- 指数分布随机变量具有无记忆性：对于任意  $s, t > 0$  有

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

- 指数分布在可靠性理论与排队论中有广泛的应用

- 电子元器件的失效时间分布
  - 大型复杂系统的平均故障间隔时间的失效分布
  - 从现在起到战争、地震等不平常事件发生的时间

## 课堂练习 1

- 假设电话通话时间是一个指数分布随机变量,  $\theta = 10$  分钟. 你和某人前后脚来到电话亭, 你排在某人后边.
  - (1) 求你的等待时间超过 10 分钟的概率
  - (2) 假如你已等待 5 分钟, 求还需等待超过 10 分钟的概率

## 课堂练习 1

- 假设电话通话时间是一个指数分布随机变量,  $\theta = 10$  分钟. 你和某人前后脚来到电话亭, 你排在某人后边.

- (1) 求你的等待时间超过 10 分钟的概率
- (2) 假如你已等待 5 分钟, 求还需等待超过 10 分钟的概率

解答 设  $X$  表示等待时间, 则

$$\begin{aligned} P\{X > 10\} &= 1 - F(10) \\ &= e^{-\frac{10}{10}} = e^{-1} = 0.368 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{X > 15 | X > 5\} &= \frac{1 - F(15)}{1 - F(5)} \\ &= \frac{e^{-\frac{15}{10}}}{e^{-\frac{5}{10}}} = e^{-1} = 0.368 \end{aligned}$$

# 正态分布

■ 定义：若连续型随机变量  $X$  的概率密度为

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

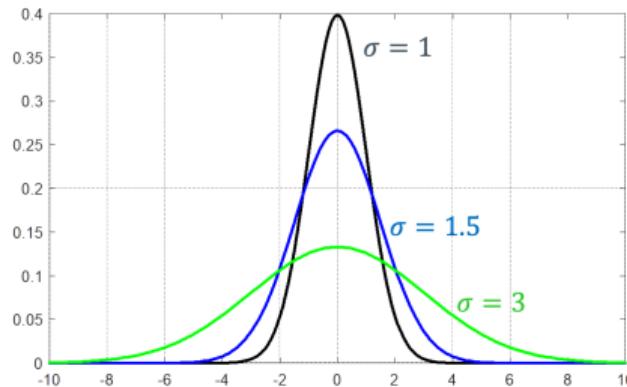
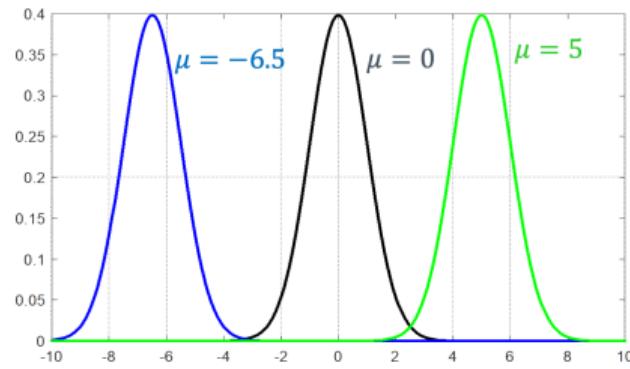
其中  $\mu, \sigma (\sigma > 0)$  为常数，则称  $X$  服从参数为  $\mu, \sigma$  的 正态分布或高斯分布，记为  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

■ 中心极限定理说明：许多实际中的随机变量服从，或近似服从正态分布，例如

- 成年男子身高
- 许多物理测量误差
- 分子沿某一方向的速度

# 正态分布

- 正态分布概率密度函数为钟形 (Bell-shaped) 曲线, 关于  $X = \mu$  对称
- 参数  $\mu$  决定曲线的峰值位置, 峰值大小为  $\frac{1}{\sqrt{s\pi}\sigma}$
- 参数  $\sigma$  决定峰的宽度,  $x = \mu \pm \sigma$  为曲线拐点位置
- 在两侧, 曲线尾部趋近于  $x$  轴



# 正态分布

- 正态分布的概率密度满足  $f(x) \geq 0$  且  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

证明 显然  $f(x) \geq 0$ , 下面证明  $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = 1$ . 令  $y = \frac{x-\mu}{\sigma}$ , 有

$$I = \frac{1}{\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy$$

$$I^2 = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dx dy$$

令  $x = r\cos\theta, y = r\sin\theta, dydx = rd\theta dr$ , 则

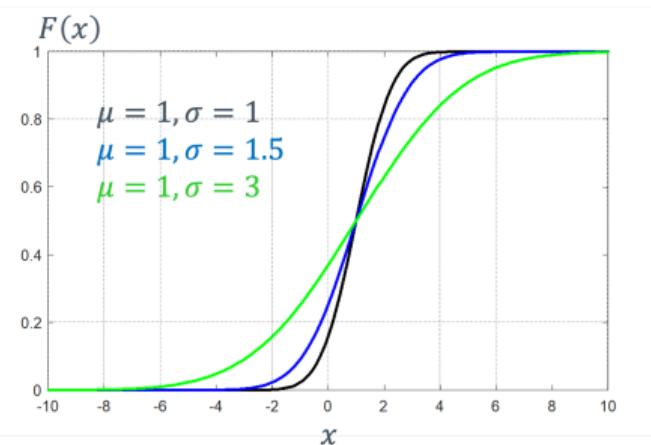
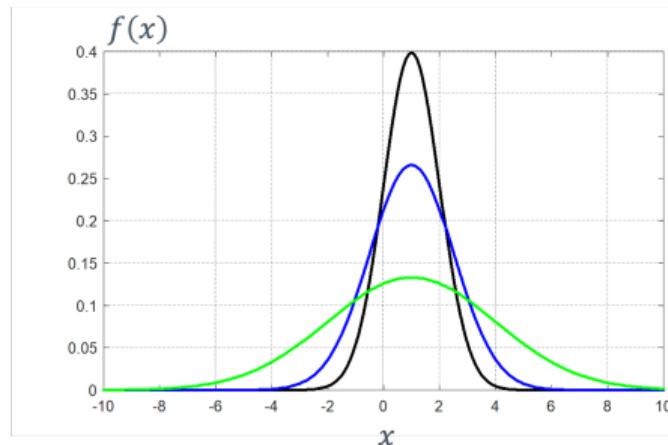
$$I^2 = \int_0^{\infty} \int_0^{2\pi} e^{-\frac{r^2}{2}} rd\theta dr = 2\pi \int_0^{\infty} re^{-\frac{r^2}{2}} dr = -2\pi e^{-\frac{r^2}{2}} \Big|_0^{\infty} = 2\pi$$

于是  $I = \sqrt{2\pi}$

# 正态分布

## ■ 正态分布随机变量的分布函数

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



# 正态分布

- 如果  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $Z = aX + b$ , 则有  $Z \sim N(a\mu + b, (a\sigma)^2)$

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

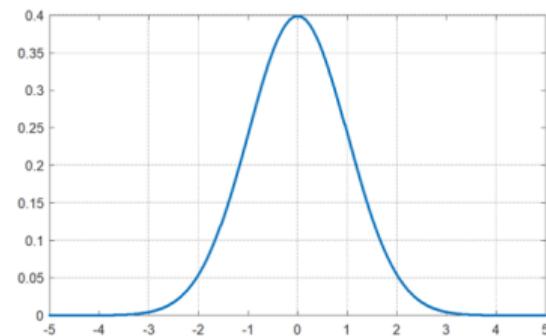
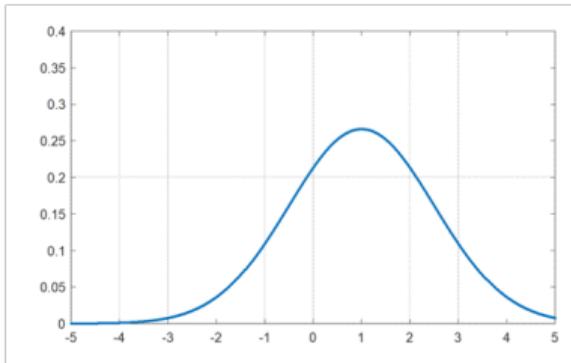
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

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

$$Z \sim N(0, 1)$$

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

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

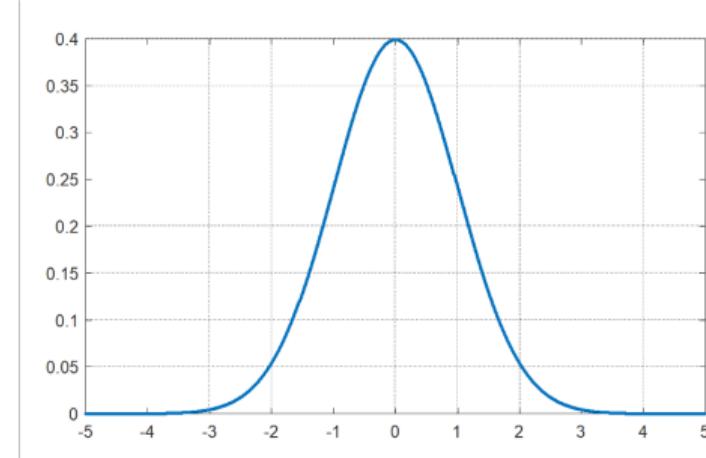


# 标准正态分布

## ■ 标准正态分布, 又称单位正态分布

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad \Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

- $\Phi(-z) = 1 - \Phi(z)$
- $P\{\mu - \sigma < X < \mu + \sigma\}$   
 $= \Phi(1) - \Phi(-1) = 0.6826$
- $P\{\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma\}$   
 $= \Phi(2) - \Phi(-2) = 0.9544$
- $P\{\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma\}$   
 $= \Phi(3) - \Phi(-3) = 0.9974$



### 例 3

- 将一温度调节器放置在储存着某种液体的容器内，调节器整定在  $d$  °C，液体的温度  $X$  是一个随机变量，且  $X \sim N(d, 0.5^2)$

- (1) 若  $d = 90$  °C，求  $X$  小于 89 °C 的概率  
(2) 若要求液体的温度至少为 80 °C 的概率不低于 0.99，问  $d$  至少为多少

解答 (1) 所求概率为

$$\begin{aligned} P\{X < 89\} &= P\left\{\frac{X - 90}{0.5} < \frac{89 - 90}{0.5}\right\} \\ &= \Phi\left(\frac{89 - 90}{0.5}\right) = \Phi(-2) \\ &= 1 - \Phi(2) \\ &= 1 - 0.9772 \\ &= 0.0228 \end{aligned}$$

### 例 3

- 将一温度调节器放置在储存着某种液体的容器内，调节器整定在  $d$  °C，液体的温度  $X$  是一个随机变量，且  $X \sim N(d, 0.5^2)$

- (1) 若  $d = 90$  °C，求  $X$  小于 89 °C 的概率  
(2) 若要求液体的温度至少为 80 °C 的概率不低于 0.99，问  $d$  至少为多少

解答 (2) 求  $d$  应满足

$$\begin{aligned} 0.99 &\leq P\{X \geq 80\} = P\left\{\frac{X - d}{0.5} \geq \frac{80 - 90}{0.5}\right\} \\ &= 1 - P\left\{\frac{X - d}{0.5} < \frac{80 - 90}{0.5}\right\} \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{80 - d}{0.5}\right) \end{aligned}$$

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

## 课堂练习 2

- 一场“好”的考试被认为其分数应该服从正态分布，依据分数可求出其均值 $\mu$ 与方差 $\sigma^2$ 。那么，应该如何将分数转化为五级分数制 $(A, B, C, D, F)$

## 课堂练习 2

- 一场“好”的考试被认为其分数应该服从正态分布，依据分数可求出其均值 $\mu$ 与方差 $\sigma^2$ 。那么，应该如何将分数转化为五级分数制 $(A, B, C, D, F)$

解答 设 $X$ 服从正态分布，则

- A:  $P\{X > \mu + \sigma\} = 1 - \Phi(1) = 0.1587$
- B:  $P\{\mu < X < \mu + \sigma\} = \Phi(1) - \Phi(0) = 0.3413$
- C:  $P\{\mu - \sigma < X < \mu\} = \Phi(0) - \Phi(-1) = 0.3413$
- D:  $P\{\mu - 2\sigma < X < \mu - \sigma\} = \Phi(-1) - \Phi(-2) = 0.1359$
- E:  $P\{X < \mu - 2\sigma\} = \Phi(-2) = 0.0228$

- 2.1 随机变量
- 2.2 离散型随机变量及其分布律
- 2.3 随机变量的分布函数
- 2.4 连续型随机变量及其概率密度
- 2.5 随机变量的函数的分布

## 例 1

- 设离散型随机变量  $X$  具有如下分布律, 求  $Y = (X - 1)^2$  的分布律

$X$	-1	0	1	2
$p_k$	0.2	0.3	0.1	0.4

解答  $Y$  的可能取值 0, 1, 4, 有

$$P(Y = 4) = P(X = -1) = 0.2$$

$$P(Y = 1) = P(X = 0) + P(X = 2) = 0.7$$

$$P(Y = 0) = P(X = 1) = 0.1$$

于是  $Y = (X - 1)^2$  的分布律为

$Y$	0	1	4
$p_k$	0.1	0.7	0.2

## 例 2

- 设连续型随机变量  $X$  具有概率密度, 求  $Y = 2X + 8$  的概率密度

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

解答 分别记  $X, Y$  的分布函数为  $F_X(x), F_Y(y)$ , 有

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

将  $F_Y(y)$  关于  $y$  求导, 得到

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X\left(\frac{y-8}{2}\right)\left(\frac{y-8}{2}\right)' = \begin{cases} \frac{1}{8} \times \frac{y-8}{2} \times \frac{1}{2}, & 0 < \frac{y-8}{2} < 4 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \\ &= \begin{cases} \frac{y-8}{32}, & 8 < y < 16 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \end{aligned}$$

### 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

解答 分别记  $X, Y$  的分布函数为  $F_X(x), F_Y(y)$ . 由于  $Y = X^2 \geq 0$ , 当  $y \leq 0$  时  $F_Y(y) = 0$ . 当  $y > 0$  时有

$$\begin{aligned}F_Y(y) &= P\{Y \leq y\} = P\{X^2 \leq y\} \\&= P\{-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}\} \\&= F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})\end{aligned}$$

将  $F_Y(y)$  关于  $y$  求导, 得到

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

## 课堂练习 1

- 设  $X \sim (0, 1)$ , 其概率密度为

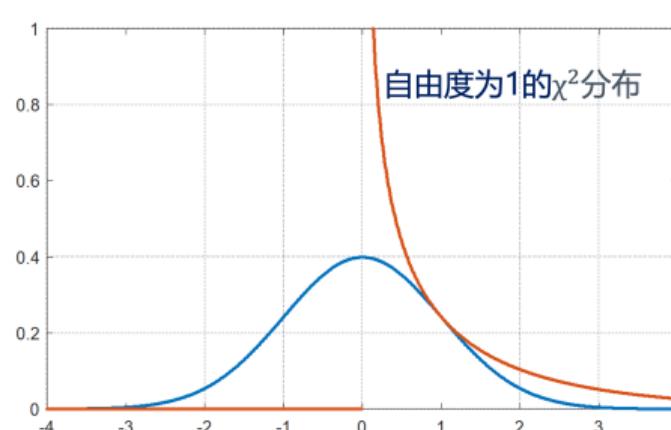
$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}, \quad -\infty < x < \infty$$

求  $Y = X^2$  的概率密度

# 课堂练习 1

■ 解答 根据例 3 知

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}}[\varphi(\sqrt{y}) + \varphi(-\sqrt{y})], & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$
$$= \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi y}}e^{-y/2}, & y > 0 \\ 0, & y \leq 0 \end{cases}$$



# 随机变量的函数的分布

■ 定理: 设随机变量  $X$  具有概率密度  $f_X(x)$ ,  $-\infty < x < \infty$ , 又设函数  $g(x)$  处处可导数且恒有  $g(x)' > 0$  (或恒有  $g(x)' < 0$ ) , 则随机变量  $Y = g(x)$  是连续型随机变量, 其概率密度为

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

其中

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

# 随机变量的函数的分布

■ 证明：考虑  $y = g(x)$  严格单调增的情况，有  $Y = g(X)$  且

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P\{g(X) \leq y\} \\ &= P\{X \leq g^{-1}(y)\} = F_X[g^{-1}(y)] \end{aligned}$$

将  $F_Y(y)$  关于  $y$  求导，得到

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X[g^{-1}(y)] \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \\ &= f_X[g^{-1}(y)] \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| \end{aligned}$$

当  $y \neq g(x)$  时， $F_Y(y)$  为 0 或 1 且  $f_Y(y) = 0$

## 例 5

- 设电压  $V = A \sin \Theta$ , 其中  $A$  是一个已知正常数, 相角  $\Theta$  是一个随机变量, 且有  $\Theta \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$ , 试求电压  $V$  的概率密度

解答  $\Theta$  的概率密度为

$$f_{\Theta}(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & -\frac{\pi}{2} < \theta < \frac{\pi}{2} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

因  $V = A \sin \Theta$  在区间  $\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$  严格单调, 有

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

于是  $V$  的概率密度为

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

## ■ 考试内容

- 随机变量、随机变量的分布函数、离散型随机变量的概率分布、连续型随机变量的概率密度、常见随机变量的分布、随机变量函数的分布

## ■ 考试要求

- 理解随机变量的概念, 理解分布函数的概念及性质, 会计算与随机变量相联系的事件的概率
- 理解离散型随机变量及其概率分布的概念, 掌握 0-1 分布、二项分布、几何分布、超几何分布、泊松 (Poisson) 分布及其应用
- 了解泊松定理的结论和应用条件, 会用泊松分布近似表示二项分布
- 理解连续型随机变量及其概率密度的概念, 掌握均匀分布、正态分布、指数分布及其应用
- 会求随机变量函数的分布

*Q&A*

*Thank you!*

感谢您的聆听和反馈