

## § 2.3 连续型随机变量及其概率密度



# 一、连续型随机变量及其概率密度

引例 在区间  $[a, b]$  上任意投掷一个质点，以  $X$  表示这个质点的坐标。设这个质点落在  $[a, b]$  中任意小区间内的概率与这个小区间的长度成正比，易知  $X$  的分布函数为

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

现在，我们换一个角度来考虑：

由于 $X$ 在 $[a, b]$ 内等可能取值，而 $X$ 在 $[a, b]$ 上取值的概率为1，我们仿照物质直线**线密度**的定义将概率1在区间 $[a, b]$ 上的平均值 $1/(b-a)$ ，称为 $X$ 在 $[a, b]$ 上的**概率密度**。

因为 $X$ 不可能在 $[a, b]$ 之外取值，所以它在 $[a, b]$ 之外的概率密度为0。称

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & x \in [a, b], \\ 0, & x \notin [a, b]. \end{cases}$$

为 $X$ 的概率密度函数。

问题： $X$ 在 $[a, b]$ 内任意一点的概率是 $1/(b-a)$ 吗？

易见

①对于任意区间 $[c,d]$ , 有

$$P\{c \leq x \leq d\} = \int_c^d f(x)dx$$

②对于任意实数 $x$ , 有

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

一般地, 我们有如下定义:

1. 定义：设随机变量 $X$ 的分布函数为 $F(x)$ ，若存在非负可积函数 $f(x)$ ，使得对于任意实数 $x$ ，有

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

则称 $X$ 为连续型随机变量，其中函数 $f(x)$ 称为随机变量 $X$ 的概率密度函数

（ probability density function , p. d. f. ） ,  
简称为概率密度或密度函数。

## 2. 概率密度函数的性质

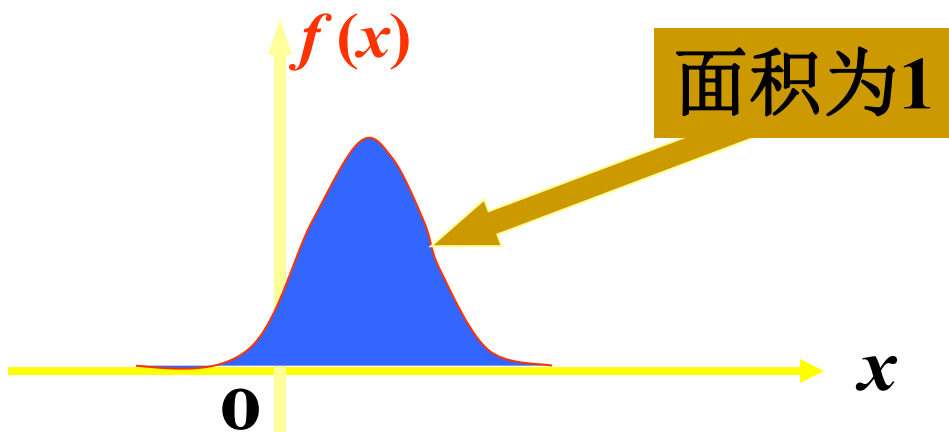
1°

$$f(x) \geq 0$$

2°

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

这两条性质是判定一个函数  $f(x)$  是否为某  $r.v.X$  的概率密度函数的充要条件.



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

几何意义：  $P\{x_1 < X \leq x_2\}$  等于区间  $(x_1, x_2]$  上以  $y=f(x)$  为边的曲边梯形的面积。

3. 概率密度  $f(x)$  与分布函数  $F(x)$  的关系：

$$(1) \quad F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

(2) 在  $f(x)$  的连续点  $x$  处,  $f(x) = F'(x)$ .

注意：对于  $F(x)$  不可导的点  $x$  处,  $f(x)$  在该点  $x$  处的函数值可任意给出。(参见引例)

例1：设随机变量X具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

(1) 试确定常数 $k$ , (2) 求 $F(x)$ , (3) 并求 $P\{X > 0.1\}$ 。

解：(1) 由于  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = \int_0^{+\infty} ke^{-3x}dx = \frac{k}{3} = 1$

解得 $k=3$ .

于是X的概率密度为  $f(x) = \begin{cases} 3e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$



(2) 从而

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \begin{cases} \int_0^x 3e^{-3t}dt = 1 - e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$\text{即 } F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-3x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

$$(3) \quad P\{X > 0.1\} = \int_{0.1}^{\infty} f(x)dx = \int_{0.1}^{\infty} 3e^{-3x}dx = e^{-0.3} \approx 0.7408$$

练：确定常数**A,B**的值，使

$$F(x) = \begin{cases} Ae^x, & x < 0, \\ B - Ae^{-x}, & x \geq 0. \end{cases}$$

为连续型随机变量**X**的分布函数，并求出**X**的概率密度及概率**P{-1<X<2}**。

解：由分布函数的性质知  $1 = \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = B$

所以 **B=1**.

又由连续型随机变量的分布函数的连续性知**F(x)**在**x=0**处有**F(0-0)=F(0)**, 即： **A=1-A**,  
所以： **A=1/2**

于是X分布函数为:

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

X的概率密度为

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}e^x & x < 0 \\ \frac{1}{2}e^{-x} & x \geq 0 \end{cases} = \frac{1}{2}e^{-|x|}$$

$$P\{-1 < X < 2\} = F(2) - F(-1) = 1 - \frac{1}{2}e^{-2} - \frac{1}{2}e^{-1}$$

### 3. 对 $f(x)$ 的进一步理解:

若  $x$  是  $f(x)$  的连续点, 则

$$\lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P(x < X \leq x + \Delta x)}{\Delta x}$$

$$= \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\int_x^{x+\Delta x} f(t) dt}{\Delta x} = f(x)$$

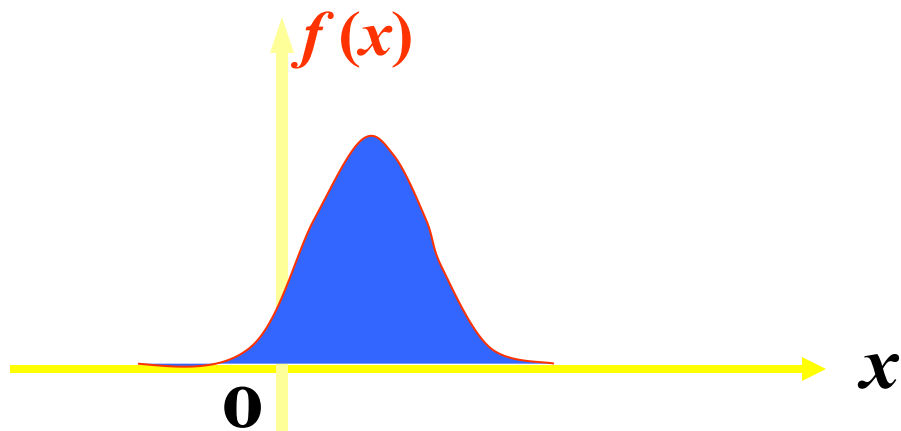
故  $X$  的密度  $f(x)$  在  $x$  这一点的值, 恰好是  $X$  落在区间  $(x, x + \Delta x]$  的概率与区间长度  $\Delta x$  之比的极限. 因此, 如果把概率理解为质量, 则  $f(x)$  相当于线密度.

若不计高阶无穷小，有：

$$P\{x < X \leq x + \Delta x\} \approx f(x)\Delta x$$

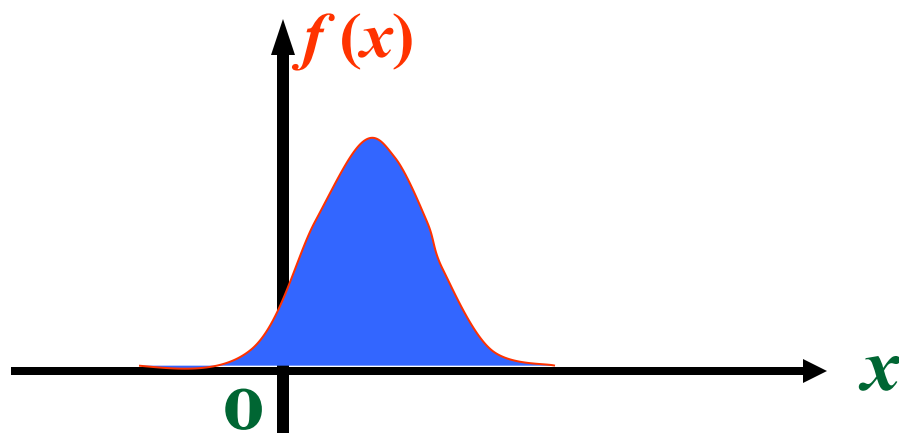
它表示随机变量  $X$  取值于  $(x, x + \Delta x]$  的概率近似等于  $f(x)\Delta x$ .

$f(x)\Delta x$  在连续型  $r.v$  理论中所起的作用与  $P(X = x_k) = p_k$  在离散型  $r.v$  理论中所起的作用相类似.



要注意的是，密度函数  $f(x)$  在某点处  $a$  的高度，并不等于  $X$  取该值的概率。但是， $f(a)$  越大，则  $X$  在  $a$  附近取值的概率就越大。也可以说，随机变量  $X$  在某点密度曲线的高度反映了  $X$  的值落在该点附近的概率大小。

由于连续型  $r.v$  唯一被它的密度函数所确定. 所以, 若已知密度函数, 该连续型  $r.v$  的概率规律就得到了全面描述.



下面给出几种重要连续型分布及相关例子.

## 二、三种重要的连续型分布：

1. **均匀分布**(Uniform Distribution) 设连续随机变量X具有概率密度

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

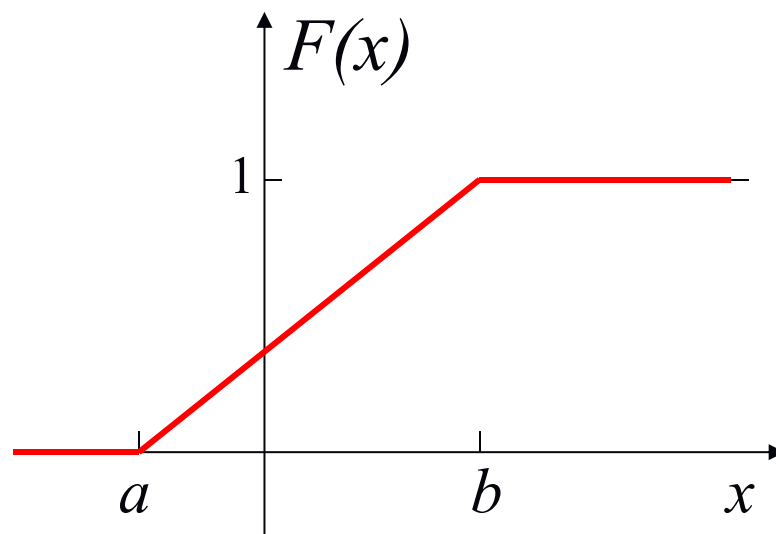
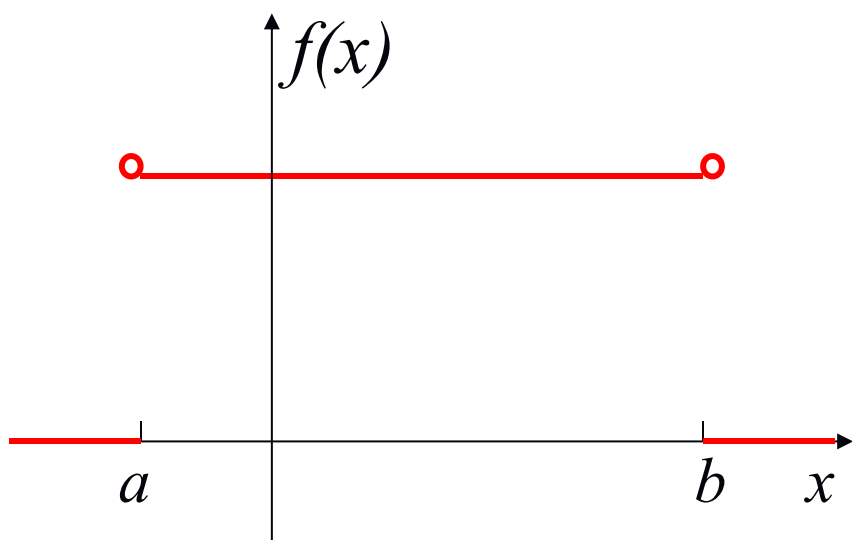
则称X在区间(a, b)上服从均匀分布, 记为 $X \sim U(a, b)$ .

显然, 若 $X \sim U(a, b)$ , 则X的分布函数为

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



$f(x)$ 及 $F(x)$ 的图形分别如:



---

均匀分布常见于下列情形：

如在数值计算中，由于四舍五入，小数点后某一位小数引入的误差；

公交线路路上两辆公共汽车前后通过某汽车停车站的时间，即乘客的候车时间等。

---

例2 某公共汽车站从上午7时起，每15分钟来一班车，即 7:00, 7:15, 7:30, 7:45 等时刻有汽车到达此站，如果乘客到达此站时间  $X$  是 7:00 到 7:30 之间的均匀随机变量，试求他候车时间少于5 分钟的概率。

解：以 7:00 为起点 0，以分为单位

依题意，  $X \sim U(0, 30)$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{30}, & 0 < x < 30 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$



从上午7时起，每15分钟来一班车，即 7:00, 7:15, 7:30等时刻有汽车到达汽车站，

为使候车时间少于 5 分钟，乘客必须在 7:10 到 7:15 之间，或在 7:25 到 7:30 之间到达车站。

所求概率为：

$$P\{10 < X < 15\} + P\{25 < X < 30\}$$

$$= \int_{10}^{15} \frac{1}{30} dx + \int_{25}^{30} \frac{1}{30} dx = \frac{1}{3}$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{30}, & 0 < x < 30 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

即乘客候车时间少于5 分钟的概率是1/3.



(1). 均匀分布的特性：若 $X \sim U(a, b)$ ，对于任意的区间 $(c, c+l) \subseteq (a, b)$ ，则

$$P\{c < X < c + l\} = \int_c^{c+l} \frac{1}{b-a} dx = \frac{l}{b-a}$$

即 $X$ 落在 $(a, b)$ 内长度相同的子区间内的概率相同，这个概率只依赖于区间的长度而不依赖于区间的位置。

(2). 在区间 $[a, b]$ 上（内）随机取点就意味着所取点的坐标 $X$ 服从 $[a, b]$ 上（内）的均匀分布。

## 2. 指数分布 (Exponential Distribution)

若 r.v  $X$  具有概率密度

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \quad \lambda > 0$$

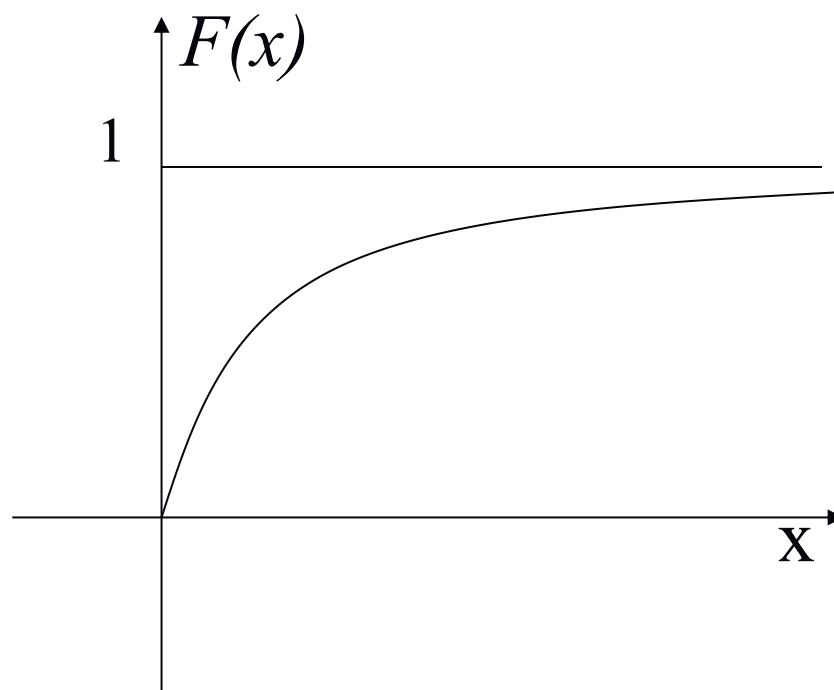
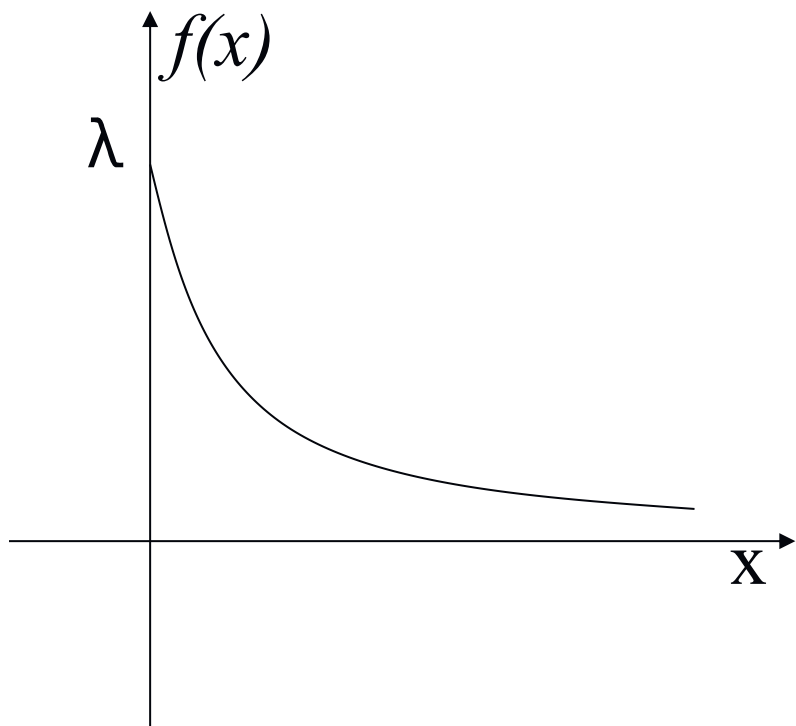
则称  $X$  服从参数为  $\lambda$  的指数分布, 记为

$$X \sim e(\lambda)$$

易证, 此时  $X$  的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

## $f(x)$ 及 $F(x)$ 的图形



设随机变量X服从参数为 $\lambda$ 的指数分布，则对于任意的 $s>0$ ， $t>0$ ，有

$$\begin{aligned} P\{X \geq s+t \mid X \geq s\} &= \frac{P\{X \geq s+t, X \geq s\}}{P\{X \geq s\}} \\ &= \frac{P\{X \geq s+t\}}{P\{X \geq s\}} = \frac{e^{-\lambda(s+t)}}{e^{-\lambda s}} = e^{-\lambda t} \end{aligned}$$

即 $P\{X \geq s+t \mid X \geq s\} = P\{X \geq t\}$ 。

人们将指数分布的这个特性成为“无记忆性”。

指数分布常用于可靠性统计研究中，如元件的寿命。



**例3** 设设备在任何长度为 $t$ 的 时间内发生故障的次数  $N(t) \sim P(\lambda t)$ , 求相继两次故障的间隔时间  $T$  的分布函数。

解:  $t > 0$  时,  $\{T > t\} = \{\text{相继两次故障的时间间隔大于 } t\} = \{\text{在 } [0, t] \text{ 时间内未发生故障}\} = \{N(t) = 0\}$ , 即

$$\{T > t\} = \{N(t) = 0\}$$

$$\text{所以 } P\{T > t\} = P\{N(t) = 0\} = \frac{(\lambda t)^0}{0!} e^{-\lambda t},$$

$$P\{T \leq t\} = 1 - e^{-\lambda t} = F(t)$$

$$\text{所以 } F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda t} & t > 0 \\ 0 & t \leq 0 \end{cases}$$

---

$T$  服从参数为  $\lambda$  的指数分布。

### 3. 正态分布(Normal Distribution)

若r.v  $X$ 的概率密度为

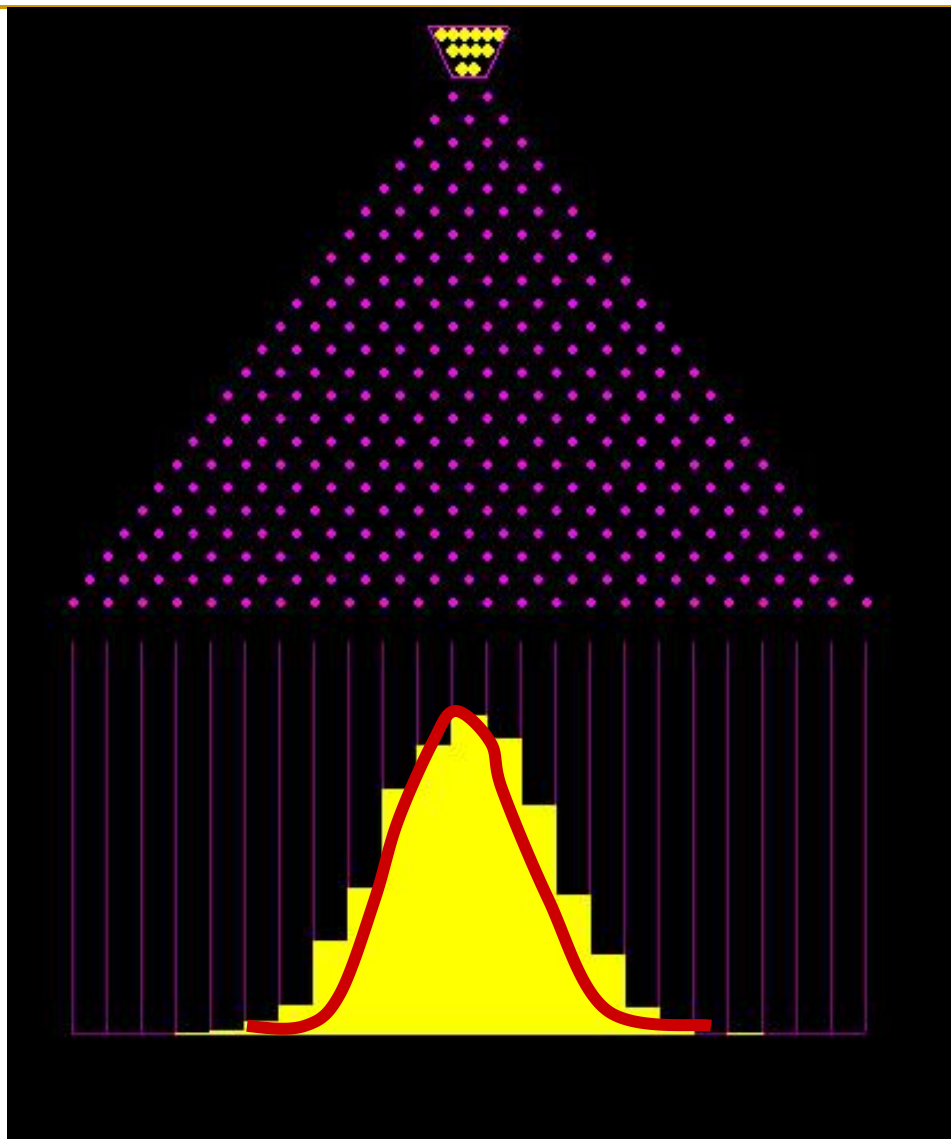
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

其中  $\mu$  和  $\sigma^2$  都是常数,  $\mu$  任意,  $\sigma > 0$ ,  
则称  $X$  服从参数为  $\mu$  和  $\sigma^2$  的正态分布, 记作

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

$f(x)$  所确定的曲线叫作正态曲线.

# 高尔顿钉板试验



这条曲线就近似我们将要介绍的正态分布的密度曲线。

验证 $f(x)$ 是一个合理的概率密度函数:

①显然,  $f(x) \geq 0$ ;

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

对于积分  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$  作代换  $t = \frac{x-\mu}{\sigma}$ , 则

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

因为  $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \sqrt{2\pi}$ , 所以  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$

---

正态分布是应用最广泛的一种连续型分布.

德莫佛 (Abraham De Moivre, 1667-1754) 最早 (1734年) 发现了二项概率的一个近似公式, 这一公式被认为是正态分布的首次露面.

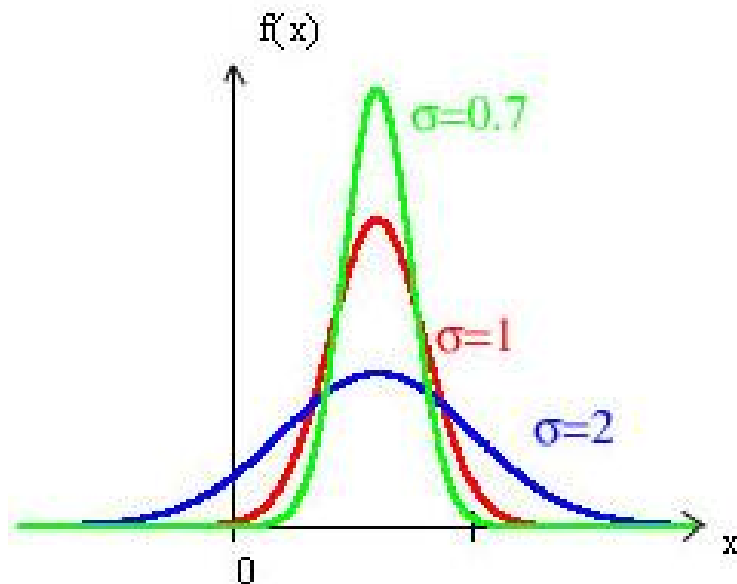
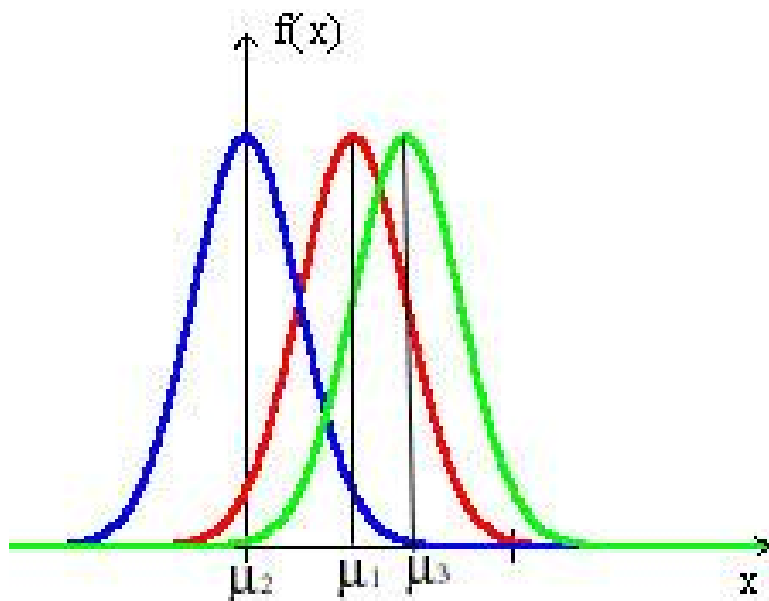


德莫佛

---



## 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的图形特点



$\mu$  决定了图形的中心位置， $\sigma$  决定了图形中峰的陡峭程度。



\*我们可以根据密度函数的表达式，得出正态分布的图形特点：

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

容易看到， $f(x) > 0$

即整个概率密度曲线都在x轴的上方。

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

令  $x=\mu+c$ ,  $x=\mu-c$  ( $c>0$ ), 分别代入  $f(x)$ , 可得

$$f(\mu+c)=f(\mu-c)$$

$$\text{且 } f(\mu+c) \leq f(\mu), f(\mu-c) \leq f(\mu)$$

故  $f(x)$  以  $\mu$  为对称轴, 并在  $x=\mu$  处达到最大值:

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

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

当 $x \rightarrow \pm\infty$ 时,  $f(x) \rightarrow 0$ ,

这说明曲线  $f(x)$  向左右伸展时, 越来越贴近 $x$ 轴, 即 $f(x)$ 以 $x$ 轴为渐近线。

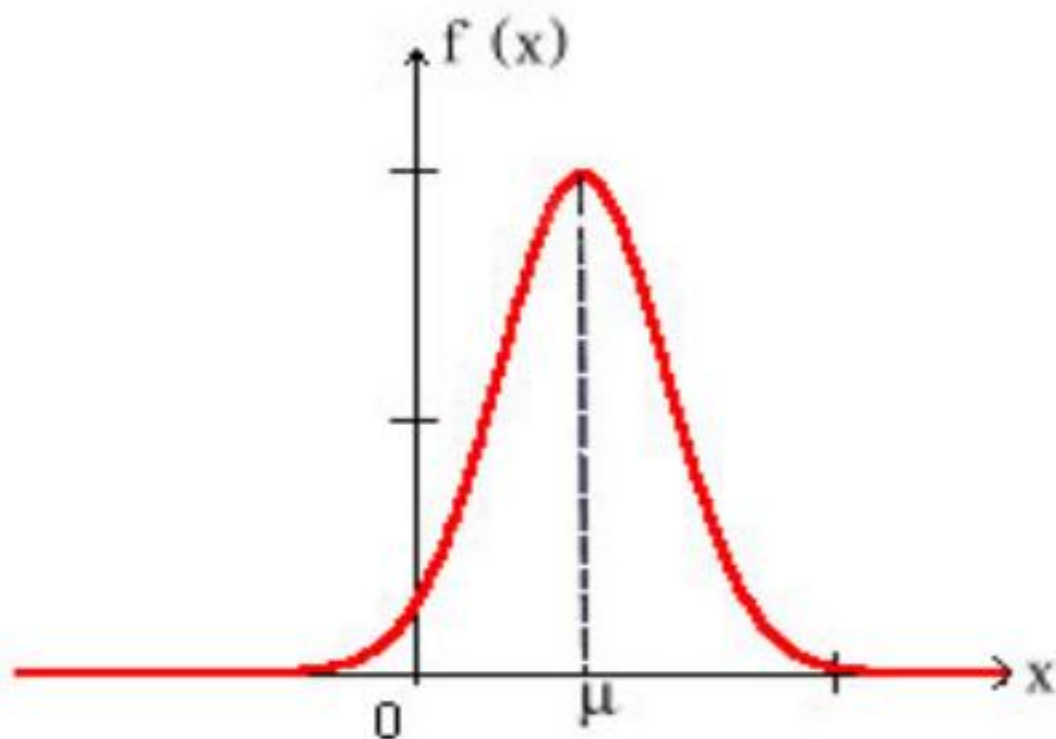
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

用求导的方法可以证明，

$$x = \mu \pm \sigma$$

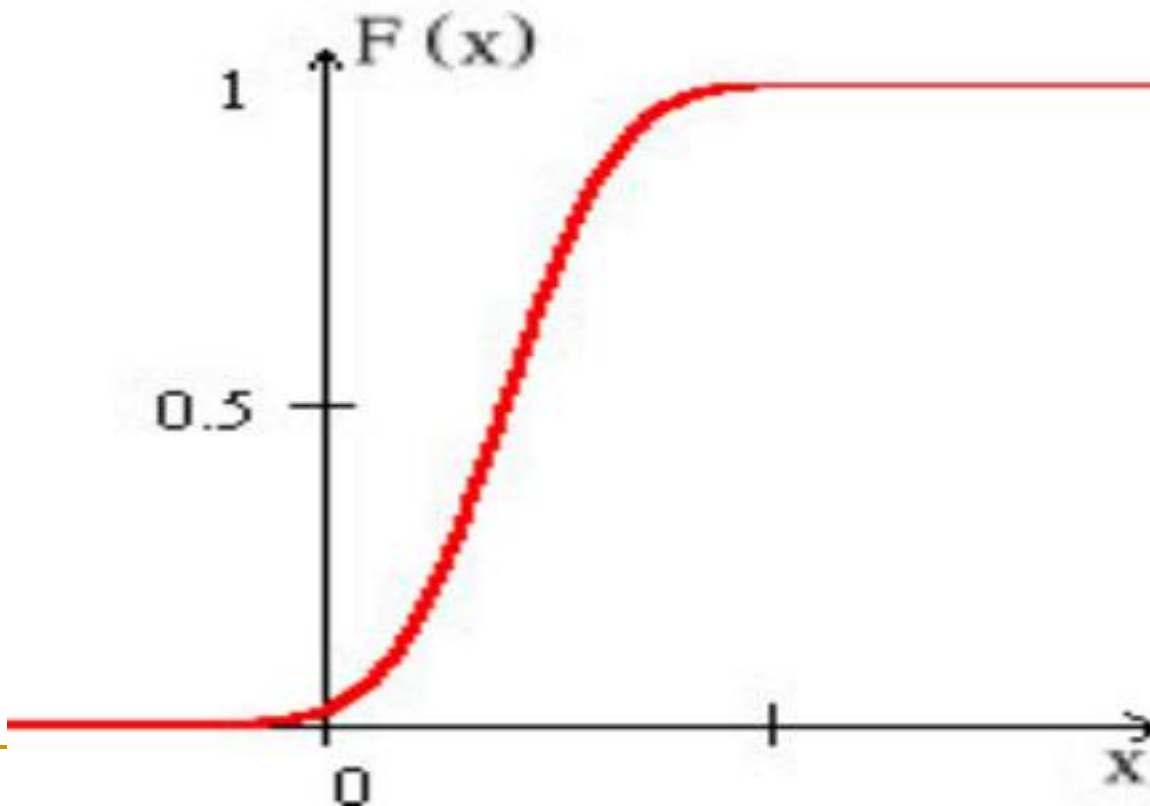
为 $f(x)$ 的两个拐点的横坐标。

根据对密度函数的分析，可以初步画出正态曲线的图形：



服从正态分布  $N(\mu, \sigma^2)$  的随机变量  $X$  的分布函数

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



正态分布由它的两个参数  $\mu$  和  $\sigma$  唯一确定，当  $\mu$  和  $\sigma$  不同时，得到不同的正态分布。其中最重要的是

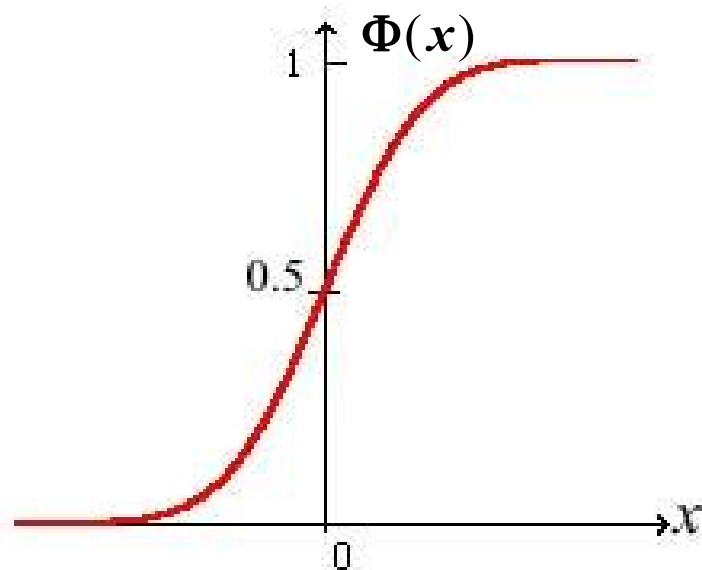
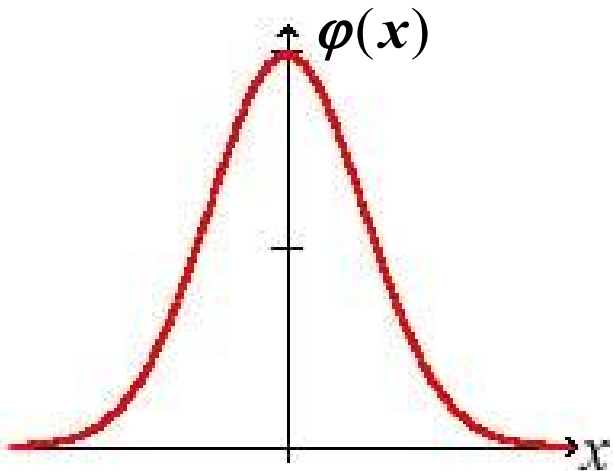
# 标准正态分布

$\mu = 0, \sigma = 1$  的正态分布称为标准正态分布.

其密度函数和分布函数常用  $\varphi(x)$  和  $\Phi(x)$  表示:

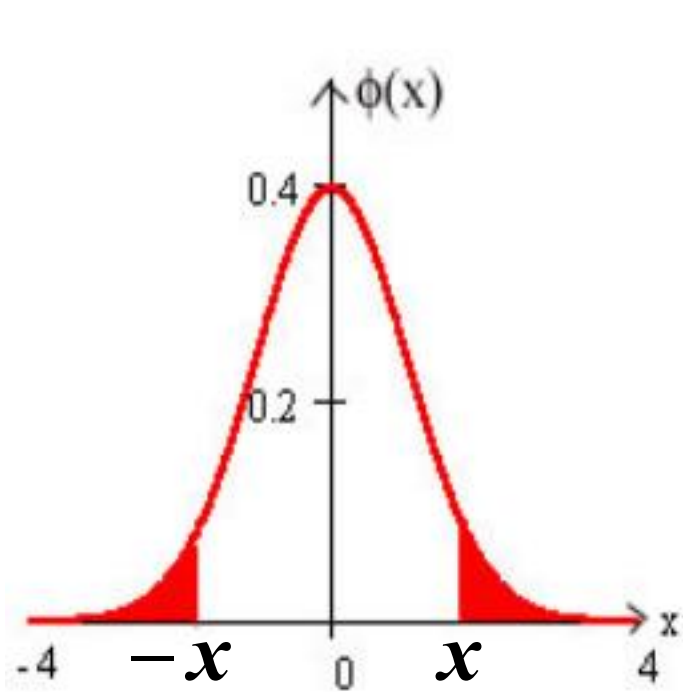
$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

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



# 正态分布表

书末附有标准正态分布的分布函数的数值表，有了它，可以解决一般正态分布的概率计算查表。



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

表中给的是  $x > 0$  时,  $\Phi(x)$  的值.

当  $-x < 0$  时

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



标准正态分布的重要性在于：  
任何一个一般的正态分布都可以通过线性变换转化为标准正态分布。

它的依据是下面的定理：

### 定理1

$$\text{设 } X \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ 则 } Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$$

根据定理1, 只要将标准正态分布的分布函数制成表, 就可以解决一般正态分布的概率计算问题.

若  $X \sim N(0,1)$ ,

$$P(a < X < b) = \Phi(b) - \Phi(a)$$

若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0,1)$

$$\begin{aligned} P(a < X < b) &= P\left(\frac{a - \mu}{\sigma} \leq Y \leq \frac{b - \mu}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{b - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

### 3 $\sigma$ 准则

由标准正态分布的查表计算可以求得，  
当 $X \sim N(0, 1)$ 时，

$$P(|X| \leq 1) = 2\Phi(1) - 1 = 0.6826$$

$$P(|X| \leq 2) = 2\Phi(2) - 1 = 0.9544$$

$$P(|X| \leq 3) = 2\Phi(3) - 1 = 0.9974$$

这说明， $X$ 的取值几乎全部集中在 $[-3, 3]$ 区间内，超出这个范围的可能性仅占不到0.3%.

将上述结论推广到一般的正态分布,  
 $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ 时,

$$P(|Y - \mu| \leq \sigma) = 0.6826$$

$$P(|Y - \mu| \leq 2\sigma) = 0.9544$$

$$P(|Y - \mu| \leq 3\sigma) = 0.9974$$

可以认为,  $Y$  的取值几乎全部集中在  
 $[\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma]$  区间内.

这在统计学上称作“**3 $\sigma$  准则**”  
(三倍标准差原则).

例4: 设 $X \sim N(1.5, 2^2)$ , 求 $P\{-1 \leq X \leq 2\}$ 。

解:

$$\begin{aligned} P\{-1 \leq X \leq 2\} &= \Phi\left(\frac{2-1.5}{2}\right) - \Phi\left(\frac{-1-1.5}{2}\right) \\ &= \Phi(0.25) - \Phi(-1.25) = \Phi(0.25) + \Phi(1.25) - 1 \\ &= \mathbf{0.5987 + 0.8944 - 1} \\ &= \mathbf{0.4931} \end{aligned}$$

**例5** 设 $X \sim N(3, 4)$ , 求数 $c$ , 使得

$$P\{X > c\} = 2P\{X \leq c\}.$$

解:  $P\{X \leq c\} = \Phi\left(\frac{c-3}{2}\right)$

$$P\{X > c\} = 1 - P\{X \leq c\} = 1 - \Phi\left(\frac{c-3}{2}\right)$$

因此题设条件可写为  $1 - \Phi\left(\frac{c-3}{2}\right) = 2\Phi\left(\frac{c-3}{2}\right)$

$$\text{故 } \Phi\left(\frac{c-3}{2}\right) = \frac{1}{3}, \text{ 从而 } \Phi\left(\frac{3-c}{2}\right) = 1 - \frac{1}{3} = \frac{2}{3}$$

查表可得:  $(3-c)/2=0.43$ , 于是  $c=2.14$

**例6** 假设测量的随机误差 $X \sim N(0, 10^2)$ , 试求在100次独立重复测量中至少有三次测量误差的绝对值大于19.6的概率 $\alpha$ , 并利用Poisson分布求 $\alpha$ 的近似值。

解: 设 $p$ 为每次测量时误差绝对值大于19.6的概率, 则

$$\begin{aligned} p &= P\{|X| > 19.6\} = P\{|X|/10 > 19.6/10\} \\ &= P\{|X|/10 > 1.96\} = 1 - P\{|X|/10 \leq 1.96\} \\ &= 1 - [\Phi(1.96) - \Phi(-1.96)] \\ &= 1 - \Phi(1.96) + 1 - \Phi(1.96) = 2 - 2\Phi(1.96) \\ &= 0.05 \end{aligned}$$

设Y表示100次独立测量中“测量误差大于19.6”这一事件发生的次数,则  $Y \sim b(100, 0.05)$ 。因为

$$\lambda = np = 100 \times 0.05 = 5$$

所以

$$\alpha = P\{Y \geq 3\} \approx \sum_{k=3}^{\infty} \frac{5^k e^{-5}}{k!} = 0.8753$$



再看一个应用正态分布的例子：

**例8** 公共汽车车门的高度是按男子与车门顶头碰头机会在0.01以下来设计的. 设男子身高 $X \sim N(170, 6^2)$ , 问车门高度应如何确定？

解： 设车门高度为 $h$  cm, 按设计要求

$$P(X \geq h) \leq 0.01$$

或  $P(X < h) \geq 0.99,$

下面我们来求满足上式的最小的  $h$ .



求满足  $P(X < h) \geq 0.99$  的最小的  $h$  .

因为  $X \sim N(170, 6^2)$ , 所以  $\frac{X-170}{6} \sim N(0,1)$

由  $P(X < h) = \Phi\left(\frac{h-170}{6}\right) \geq 0.99$

查表得  $\Phi(2.33) = 0.9901 > 0.99$

所以  $\frac{h-170}{6} = 2.33,$

即  $h = 170 + 13.98 \approx 184$

设计车门高度为  
184厘米时, 可使  
男子与车门碰头  
机会不超过0.01.