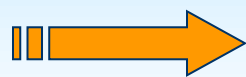


§2.3 连续型随机变量

一、概率密度函数

例子



射击试验

定义 设随机变量 X 的分布函数为 $F(x)$, 若存在非负函数 $f(x)$, 对于任意实数 x , 均有

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

称随机变量 X 是连续型随机变量, 称函数 $f(x)$ 为 X 的概率密度.



注:

(1) 连续型随机变量 X 的**分布函数是连续函数**.

证明 由分布函数的性质可知, $F(x)$ 在 x 处右连续, 对于 $\Delta x > 0$,

$$\begin{aligned} 0 \leq F(x) - F(x - \Delta x) &= \int_{-\infty}^x f(t) dt - \int_{-\infty}^{x - \Delta x} f(t) dt \\ &= \int_{x - \Delta x}^x f(t) dt \rightarrow 0, \quad \text{当 } \Delta x \rightarrow 0^+. \end{aligned}$$

即 $F(x)$ 在 x 处左连续, 故 $F(x)$ 在 x 处连续.



(2) X 是连续型随机变量, 则对任意实数 $x_0 \in R$, 有

$$P\{X = x_0\} = 0$$

证明 当 $\Delta x > 0$, 有

$$\{X = x_0\} \subset \{x_0 - \Delta x < X \leq x_0\}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow 0 \leq P\{X = x_0\} &\leq P\{x_0 - \Delta x < X \leq x_0\} \\ &= F(x_0) - F(x_0 - \Delta x) \end{aligned}$$

令 $\Delta x \rightarrow 0$, 由 $F(x)$ 的连续性有



$$0 \leq P\{X = x_0\} = F(x_0) - F(x_0 - \Delta x) \rightarrow 0$$

故 $P\{X = x_0\} = 0.$

(3) $P(\phi) = 0$, 但是其逆不真.

概率密度函数的性质

(1) $f(t) \geq 0;$

(2) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = 1$

概率曲线下
总面积为1

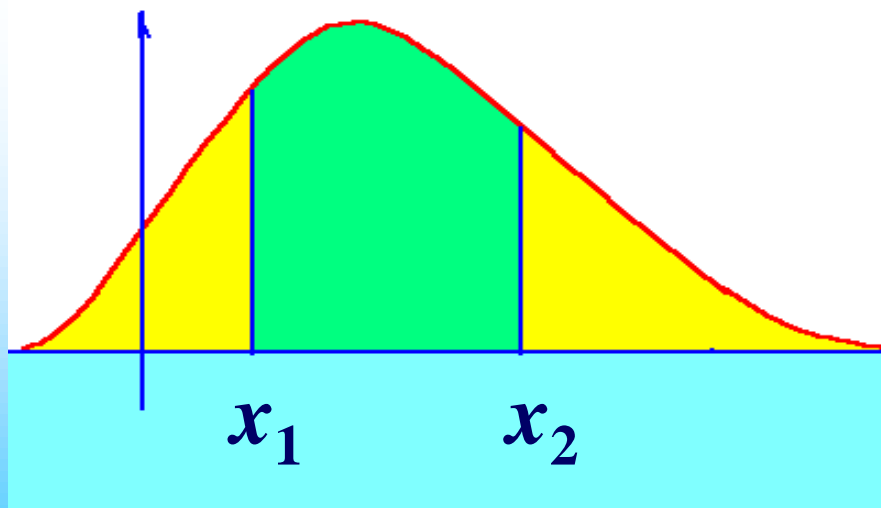
若函数 $f(x)$ 满足上述(1)和(2), 则它必是某个随机变量的概率密度.



$$\begin{aligned}(3) \quad P\{x_1 < X \leq x_2\} &= P\{x_1 \leq X < x_2\} \\ &= P\{x_1 \leq X \leq x_2\} = P\{x_1 < X < x_2\} \\ &= \int_{x_1}^{x_2} f(t) dt\end{aligned}$$

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

$$= \int_{x_1}^{x_2} f(t) dt$$



而 $\{x_1 \leq X \leq x_2\} = \{x_1 < X \leq x_2\} \cup \{X = x_1\}$

(4) 若 $f(x)$ 在点 x 处连续, 则有

$$F'(x) = f(x),$$

证明

$$F'(x) = \left[\int_{-\infty}^x f(t) dt \right]' = f(x).$$

性质的应
用实例



概率密度判定

函数参数确定

概率的计算

二、均匀分布和指数分布

(1) 均匀分布

设随机变量 X 的概率密度函数为

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

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

特点: 随机变量 X 落在 (a, b) 的子区间的概率与位置无关, 仅与测度 (即长度) 成正比.



即对于 $(c, c + l) \subset (a, b)$, 有

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

应用 (1) 大量试验服从均匀分布;
(2) 是计算机模拟的基础.

例如



参见例子

(2) 指数分布

设随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases} \quad (\lambda > 0)$$

称随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布.

特点 指数分布具有**无后效性**.即有(P46例2.3.4)

$$P\{ X > t + s \mid X > t \} = P\{ X > s \}$$

参见例子



三、正态分布(GAUSS 分布)

设随机变量 X 的概率密度函数为

$$\varphi(x; \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x \in R$$

其中 μ, σ ($\sigma > 0$)是常数, 则称随机变量 X 服从参数为 μ, σ^2 的正态分布(或高斯分布), 记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$



特别当 $\mu = 0, \sigma = 1$ 时, 其概率密度为

$$\varphi(x) = \varphi(x; 0, 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad x \in R$$

称随机变量 X 服从标准正态分布, 即 $X \sim N(0, 1)$.

1. 正态分布概率密度曲线的特征

$$(1) \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x; \mu, \sigma^2) dx = 1$$

即概率曲线下总面积为1.



(2) 曲线关于直线 $x = \mu$ 对称, 即对任意实数 x 有

$$\varphi(\mu - x; \mu, \sigma^2) = \varphi(\mu + x; \mu, \sigma^2)$$

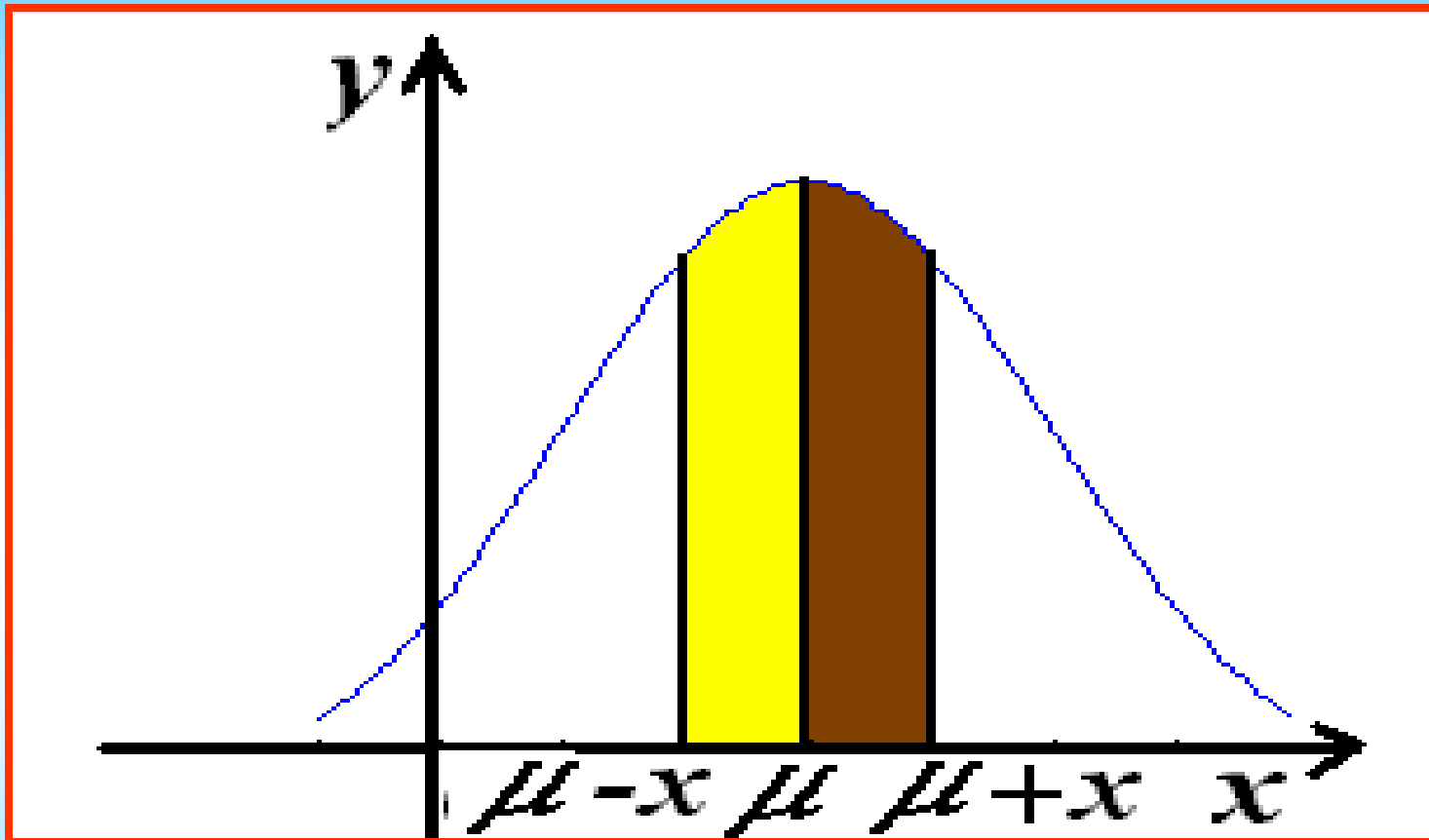
曲线下直线两侧的面积各为1/2, 并且

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

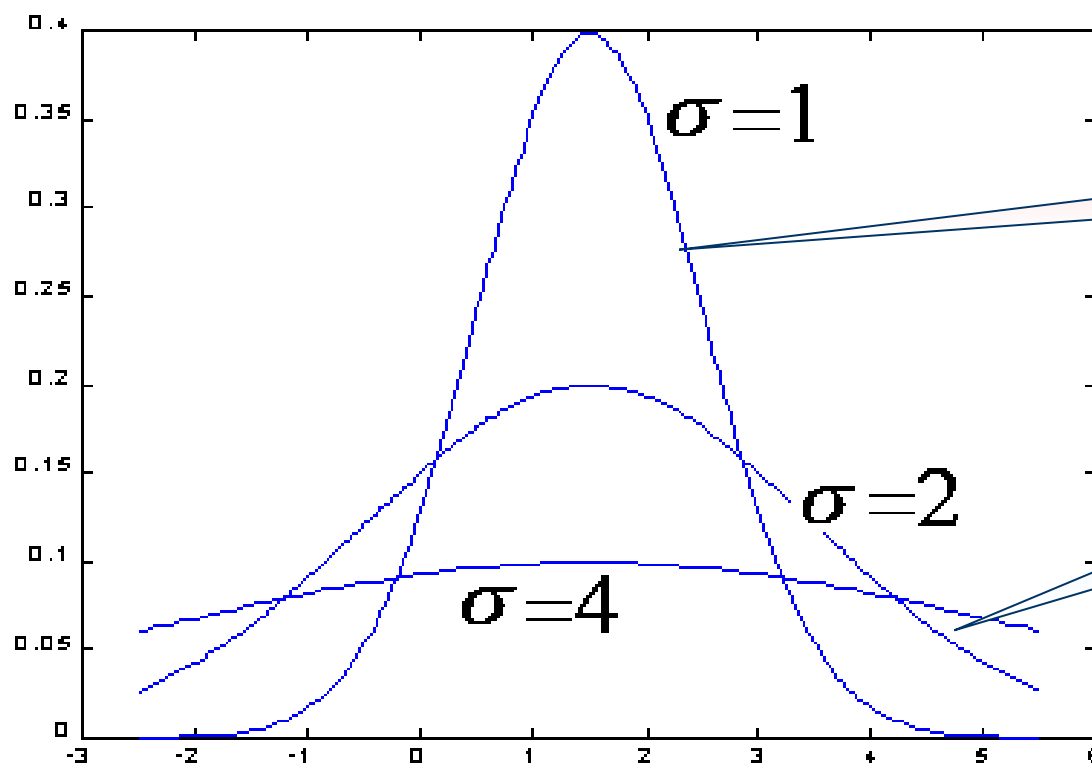


1. 若 $X \sim N(2, \sigma^2)$, 且 $P\{2 < X < 4\} = 0.3$,
则 $P\{0 < X\} =$ _____ .

2. 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 且 $P\{3 < X\} = P\{X < 1\}$
则 $\mu = ?$



(3) 曲线 $x = \mu$ 处取得最大值 $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$, 固定 μ , σ^2 越大, 曲线越趋于平坦.



σ 较小

σ 较大

2 正态分布概率的计算

若随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 其分布函数为

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

若随机变量 X 服从标准正态分布, 其分布函数为

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

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

查表



P253的附表2 《标准正态分布表》 给出了
 $x \geq 0$ 的标准正态分布函数值.

(1) 若随机变量 $X \sim N(0, 1)$, 则

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

(2) 若随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则

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

证明:

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



$$\frac{y = \frac{t - \mu}{\sigma}}{\frac{dt}{dt} = \sigma \frac{dy}{dy}} \int_{-\infty}^{\frac{x - \mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

所以有

$$\begin{aligned} P\{x_1 < X \leq x_2\} &= \Phi(x_2; \mu, \sigma^2) - \Phi(x_1; \mu, \sigma^2) \\ &= \Phi\left(\frac{x_2 - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$



正态分布概率计算

车门设计

分位数 $X \sim N(0, 1)$, 若实数 u_α 使

$$P\{X > u_\alpha\} = \alpha$$

则称 u_α 为标准正态分布的对应于 α 的上侧分位数。

参见例子



分位数

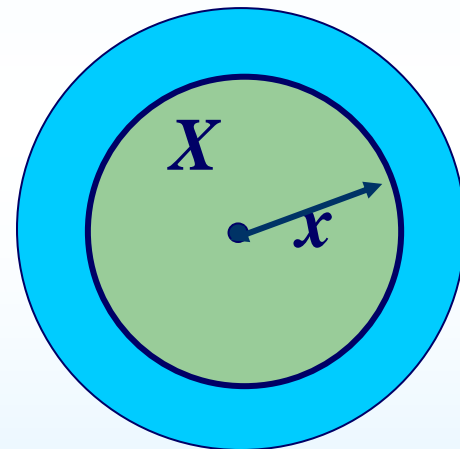


电池可靠性估计

例1 一个靶子是半径为2米的圆盘，设击中靶上任一同心圆盘的概率与该圆盘的面积成正比，射击均能中靶，用 X 表示弹着点与圆心的距离。

解： X 的分布函数为

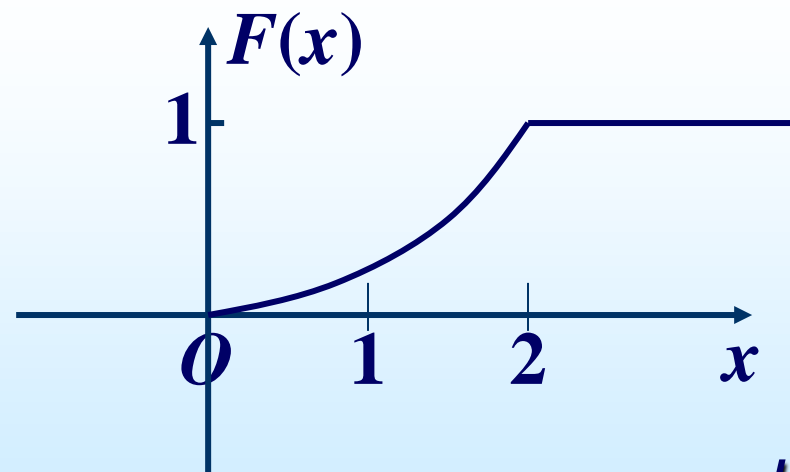
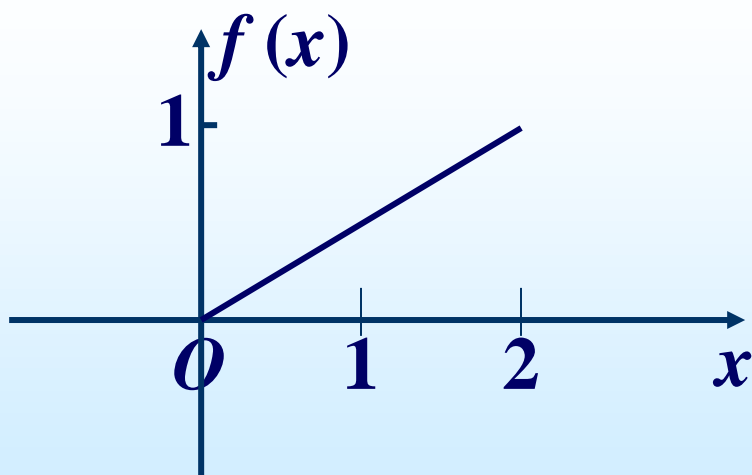
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ \frac{x^2}{4}, & 0 \leq x \leq 2; \\ 1, & x \geq 2. \end{cases}$$



考虑函数 $f(x) = \begin{cases} x/2, & 0 < x < 2; \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$

$f(x)$ 的变上限积分为

$$\int_{-\infty}^x f(t)dt = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ \int_0^x \frac{t}{2} dt = \frac{x^2}{4}, & 0 \leq x < 2; \\ \int_0^2 \frac{t}{2} dt = 1, & 2 \leq x. \end{cases} = F(x)$$



#

例2 设

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

证明 $\varphi(x)$ 是概率密度函数.

证 (1) $\varphi(x) > 0, x \in R$ 显然成立,

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

令

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

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

$$\begin{array}{l} x = r \cos \theta \\ y = r \sin \theta \end{array} \int_0^{2\pi} d\theta \int_0^{+\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} r dr$$

$$= 2\pi \left[-e^{-\frac{r^2}{2}} \right]_0^{+\infty} = 2\pi \quad \longrightarrow \quad I = \sqrt{2\pi}$$

所以

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sqrt{2\pi} = 1. \end{aligned}$$

#

例3 设随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} ke^{-\frac{x}{\theta}}, & x > \alpha; \\ 0, & x \leq \alpha. \end{cases}$$

试确定常数 k .

解 因 $1 = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = \int_{\alpha}^{+\infty} ke^{-\frac{x}{\theta}}dx$

$$= -\theta k \int_{\alpha}^{+\infty} e^{-\frac{x}{\theta}} d\left(-\frac{x}{\theta}\right) = -\theta k e^{-\frac{x}{\theta}} \Big|_{\alpha}^{+\infty}$$

$$= \theta k e^{-\frac{\alpha}{\theta}} \quad \longrightarrow \quad k = \frac{1}{\theta} e^{\frac{\alpha}{\theta}}$$

#

例4 已知随机变量 X 的概率密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & 0 < x < 1; \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

用 Y 表示对进行 X 三次独立重复观测中, 事件 $\{ X \leq 1/2 \}$ 出现的次数, 求 $P\{ Y = 2 \} = ?$

解
$$P\{ X \leq \frac{1}{2} \} = \int_{-\infty}^{\frac{1}{2}} f(x) dx = \int_0^{\frac{1}{2}} 2x dx = \frac{1}{4}$$

所以 $Y \sim B(3, 1/4)$, 从而

$$P\{Y = 2\} = C_3^2 \left(\frac{1}{4}\right)^2 \left(\frac{3}{4}\right) = \frac{9}{64}.$$

#

例5 设随机变量 $X \sim U(0, 5)$, 求方程 $4r^2 + 4Xr + X + 2 = 0$ 有实根的概率 p .

$$\begin{aligned}\text{解: } p &= P\{ (4X)^2 - 4 \times 4(X+2) \geq 0 \} \\ &= P\{ X^2 - (X+2) \geq 0 \} = P\{ (X-2)(X+1) \geq 0 \} \\ &= P(\{ X \leq -1 \} \cup \{ X \geq 2 \}) \\ &= P\{ X \leq -1 \} + P\{ X \geq 2 \} \\ &= P\{ 2 \leq X \leq 5 \} \\ &= \frac{5-2}{5} = \frac{3}{5}\end{aligned}$$

#

例6.某电子元件发生故障则不可修复，它的寿命 X 服从 参数为 $\lambda=1/2000$ 的指数分布. 它工作了1000小时后能再工作1000小时的概率为多少？

解

$$\begin{aligned} P\{X \geq 2000 \mid X \geq 1000\} &= P\{X \geq 1000\} \\ &= 1 - P\{X < 1000\} = 1 - F(1000) \\ &= 1 - [1 - e^{-1000/2000}] = e^{-1/2}. \end{aligned}$$

其中

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0; \\ 0, & x < 0. \end{cases} \quad \#$$

例7 已知随机变量 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 证明

$$P\{|X - \mu| < x\} = P\{\mu - x < X < \mu + x\} = 2\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) - 1$$

$$\begin{aligned}\text{证 } P\{\mu - x < X < \mu + x\} &= \Phi\left(\frac{\mu + x - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\mu - x - \mu}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{-x}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) - [1 - \Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right)] \\ &= 2\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) - 1\end{aligned}$$

特别地，有

$$P\{|X - \mu| < \sigma\} = 2\Phi(1) - 1 = 0.6826$$

$$P\{|X - \mu| < 2\sigma\} = 2\Phi(2) - 1 = 0.9544$$

$$P\{|X - \mu| < 3\sigma\} = 2\Phi(3) - 1 = 0.9974$$

表明 X 以很大的概率密集在 $x = \mu$ 的附近.



#

例8 公共汽车的车门是按男子与车门碰头的机会在0.01以下来设计的.设男子身高 X 服从参数为 $\mu=172\text{cm}$ $\sigma=6$ 的正态分布.即 $X\sim N(172,36)$.问车门的高度该如何设计.

解: 设车门的高度为 h cm . 按设计要求
 $P\{X \geq h\} \leq 0.01$ 或者 $P\{X < h\} \geq 0.99$ 因为 $X \sim N(172,36)$

$$\text{则: } P\{X < h\} = \Phi\left(\frac{h-172}{6}\right) \geq 0.99$$

查表有 $\Phi(2.33)=0.9901 > 0.99$

故 $(h-172)/6=2.33$ 即 $h=172+6*2.33=186\text{cm}$

故设计车门高度为186cm时,可使男子与车门顶碰头的机会不大于0.01



例9 设 $X \sim N(10, 2^2)$, 求 α 使

$$P\{|X - 10| < \alpha\} = 0.9$$

解 $P\{|X - 10| < \alpha\} = 2\Phi\left(\frac{\alpha}{2}\right) - 1 = 0.9$

$\longrightarrow \Phi\left(\frac{\alpha}{2}\right) = 0.95$

$\longrightarrow \frac{\alpha}{2} = 1.645$

$\longrightarrow \alpha = 3.29$

#

例10 某种电池的寿命是 X 小时, $X \sim N(300, 35^2)$, 计算

(1) 电池寿命在335小时以上的概率 p_1 ?

(2) 求允许时限 x , 使电池寿命在
($300 - x, 300 + x$)内的概率不小于0.9.

解 (1)
$$\begin{aligned} p_1 &= P\{X > 335\} = 1 - P\{X \leq 335\} \\ &= 1 - \Phi\left(\frac{335 - 300}{35}\right) = 1 - \Phi(1) \\ &= 1 - 0.8413 = 0.1587 \end{aligned}$$

$$(2) \quad 0.9 \leq P\{300 - x < X < 300 + x\}$$

$$= 2\Phi\left(\frac{x}{35}\right) - 1$$

$$\longrightarrow \Phi\left(\frac{x}{35}\right) \geq 0.95$$

$$\longrightarrow \frac{x}{35} \geq 1.645$$

$$\longrightarrow x \geq 57.75$$

#