

第四节 连续型随机变量及其 概率密度

- 连续型随机变量及其概率密度的定义
- 概率密度的性质
- 三种重要的连续型随机变量
- 小结 布置作业

连续型随机变量 X 所有可能取值充满一个区间，对这种类型的随机变量，不能象离散型随机变量那样，以指定它取每个值概率的方式，去给出其概率分布，而是通过给出所谓“**概率密度函数**”的方式。

下面我们就来介绍对连续型随机变量的描述方法。



一、连续型随机变量及其概率密度的定义

对于随机变量 X , 如果存在非负可积函数 $f(x)$, $x \in (-\infty, +\infty)$, 使得对任意实数 x , 有

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

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

连续型随机变量的分布函数在 R 上连续

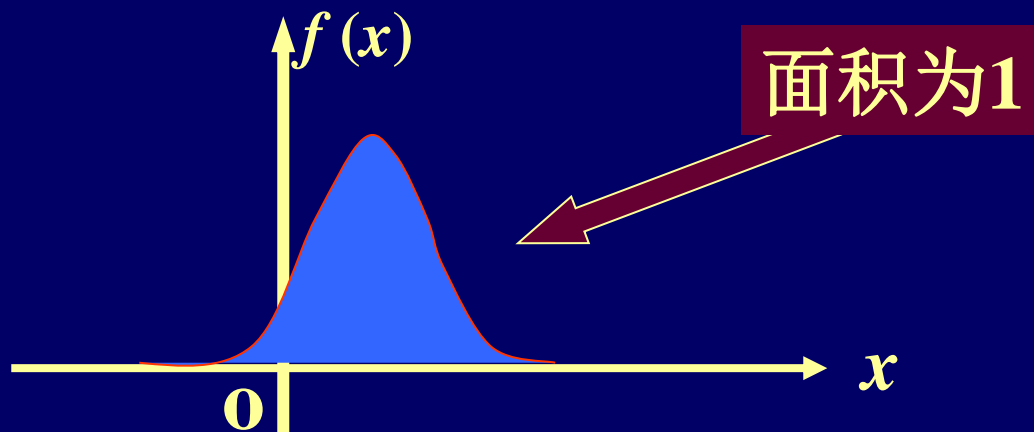


二、概率密度的性质

$$1^{\circ} \quad f(x) \geq 0$$

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

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



3° 对于任意实数 $x_1, x_2, (x_1 < x_2)$,

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

利用概率密度可确定随机点落在某个范围内的概率

4° 若 $f(x)$ 在点 x 处连续, 则有

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



对 $f(x)$ 的进一步理解:

若 x 是 $f(x)$ 的连续点, 则

$$\begin{aligned} f(x) &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} \\ &= \lim_{\Delta x \rightarrow 0^+} \frac{P(x < X \leq x + \Delta x)}{\Delta x} \end{aligned}$$

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



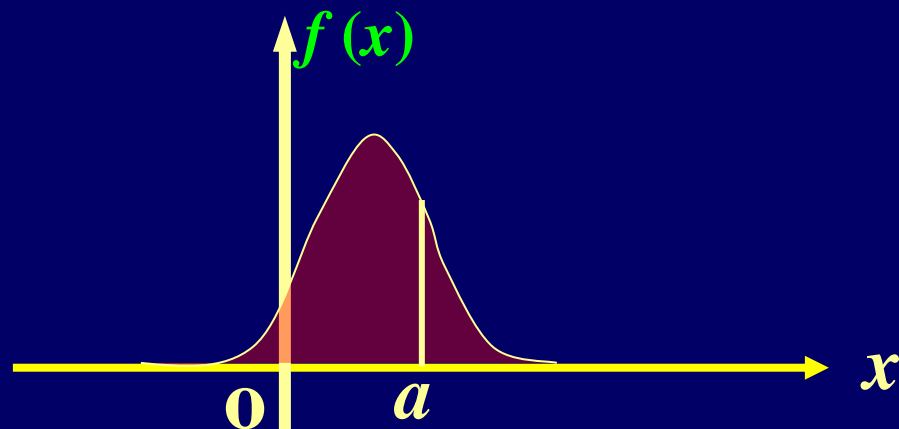
若不计高阶无穷小，有

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

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，并不反映 X 取值的概率。但是，这个高度越大，则 X 取 a 附近的值的概率就越大。也可以说，在某点密度曲线的高度反映了概率集中在该点附近的程度。

请注意:

(1) 连续型r.v取任一指定实数值 a 的概率均为0. 即

$$P\{X = a\} = 0.$$

这是因为

$$0 \leq P\{X = a\} \leq P\{a - \Delta x < X \leq a\} = F(a) - F(a - \Delta x)$$

当 $\Delta x \rightarrow 0+$ 时, 得到

$$P\{X = a\} = 0.$$



由 $P(A)=0$, 不能推出 $A = \emptyset$

由 $P(B)=1$, 不能推出 $B=S$

(2) 对连续型 $r.v$ X , 有

$$P(a \leq X \leq b) = P(a < X \leq b)$$

$$= P(a \leq X < b)$$

$$= P(a < X < b)$$



例1 设随机变量 X 具有概率密度

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

(1) 确定常数 k ; (2) 求 X 的分布函数 $F(x)$;

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



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

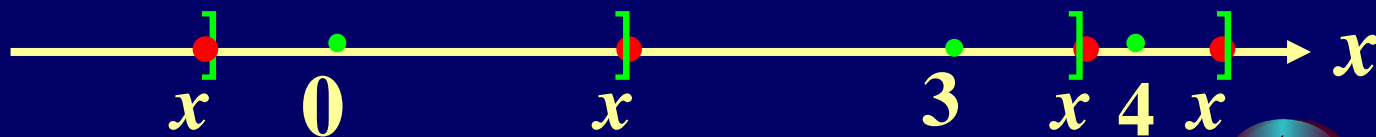
(1) 由 $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ 得 $k = \frac{1}{6}$



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

(2) 分布函数

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



即分布函数

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

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

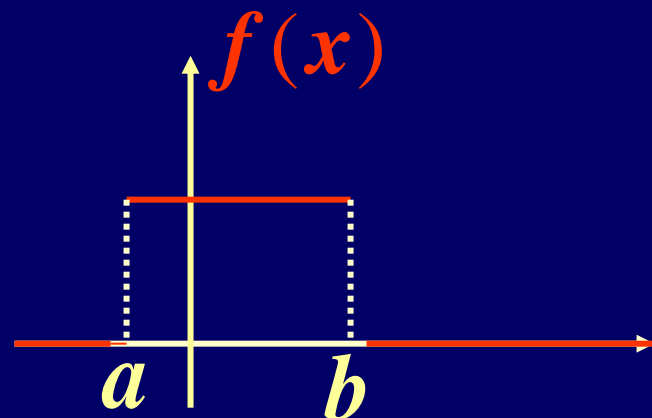


三、三种重要的连续型随机变量

1. 均匀分布

若 $r.v$ X 的概率密度为:

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



则称 X 在区间 (a, b) 上服从均匀分布, 记作

$$X \sim U(a, b)$$



若 $X \sim U(a, b)$,

1°. 对于长度 l 为的区间 $(c, c + l)$, $a \leq c < c + l \leq b$, 有

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

2°. X 的分布函数为:

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



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 X 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：

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

即乘客候车时间少于5分钟的概率是1/3.



2. 指数分布

若 r.v X 具有概率密度

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

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

指数分布常用于可靠性统计研究中, 如元件的寿命.



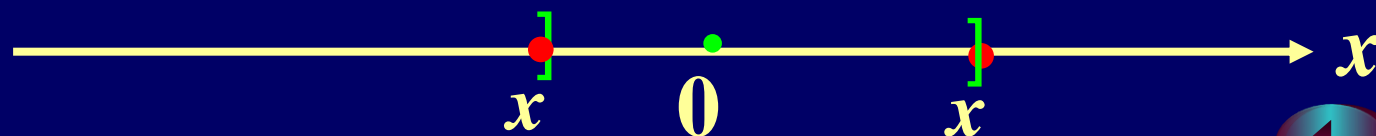
若 X 服从参数为 θ 的指数分布, 则其分布函数为

$$F(x) = P\{X \leq x\} = \begin{cases} 1 - e^{-x/\theta}, & x > 0 \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

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

当 $x \leq 0$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^x 0 dt$

当 $x > 0$ 时, $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^0 0 dt + \int_0^x \frac{1}{\theta} e^{-\frac{t}{\theta}} dt$



3. 正态分布

若连续型 r.v 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 μ 和 σ ($\sigma > 0$) 都是常数, 则称 X 服从参数为 μ 和 σ 的正态分布或高斯分布. 记作

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



1° $f(x)$ 具有下述性质：

$$(1) \quad f(x) \geq 0;$$

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

事实上,
$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \end{aligned}$$



令 $t = \frac{x - \mu}{\sqrt{2}\sigma}$, 则有

$$\int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{2}$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{+\infty} e^{-t^2} dt = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \cdot \frac{\sqrt{\pi}}{2} = 1$$

(3) 曲线 $f(x)$ 关于 μ 轴对称;



$$P(\mu - h < X \leq \mu) = P(\mu < X \leq \mu + h) \quad (h > 0)$$



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

(4) 函数 $f(x)$ 在 $(-\infty, \mu]$ 上单调增加, 在 $[\mu, +\infty)$ 上单调减少, 在 $x = \mu$ 取得最大值;

$$f'(x) = \frac{\mu - x}{\sqrt{2\pi}\sigma^3} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty$$

(5) $x = \mu \pm \sigma$ 为 $f(x)$ 的两个拐点的横坐标;

$$f''(x) = \frac{(x-\mu)^2 - \sigma^2}{\sqrt{2\pi}\sigma^3} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < +\infty$$

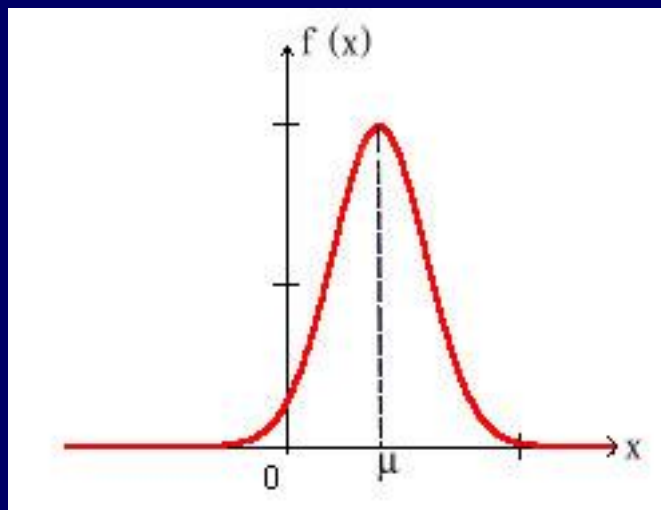


$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty$$

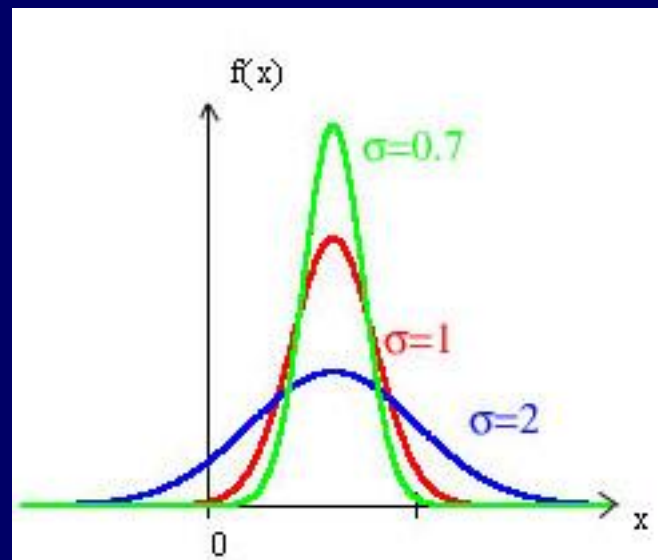
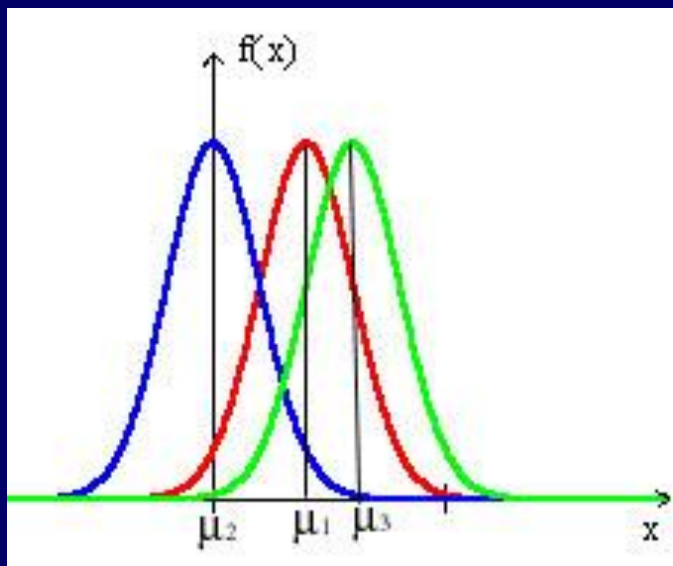
(6) $f(x)$ 以 x 轴为渐近线

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

根据对密度函数的分析, 也可初步画出正态分布的概率密度曲线图.



正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的图形特点

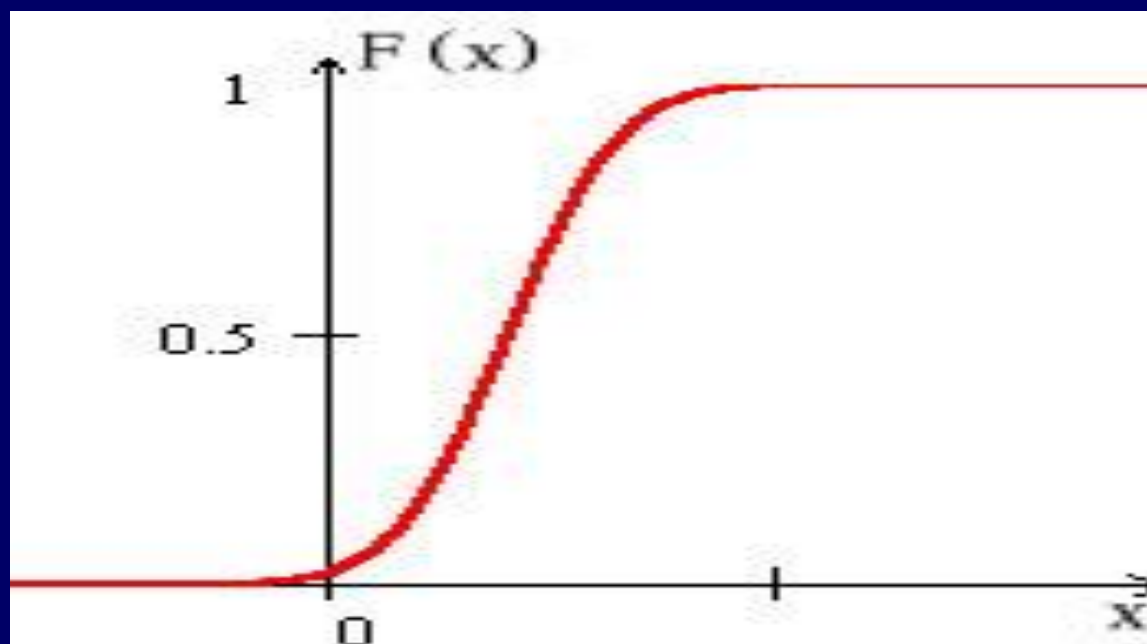


μ 决定了图形的中心位置, σ 决定了图形中峰的陡峭程度.

2° 正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 的分布函数

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, X 的分布函数是

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



正态分布由它的两个参数 μ 和 σ 唯一确定，当 μ 和 σ 不同时，是不同的正态分布。

下面我们介绍一种最重要的正态分布

标准正态分布



3° 标准正态分布

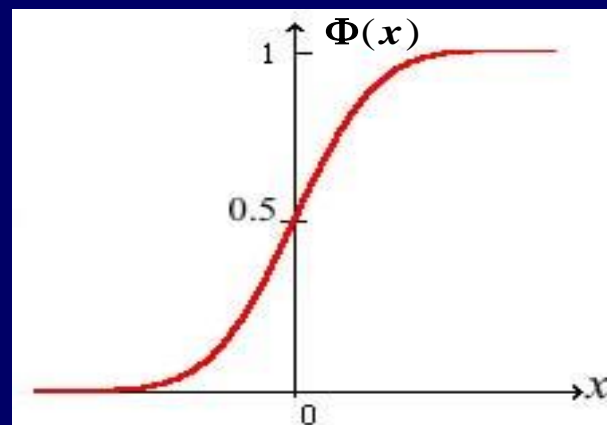
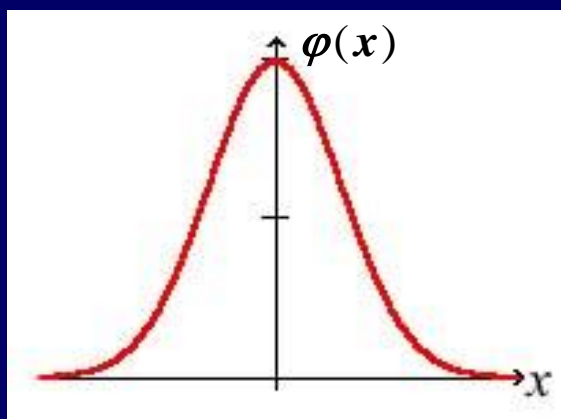
$\mu = 0, \sigma = 1$ 的正态分布称为标准正态分布.

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

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

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





$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (-\infty < x < \infty) \text{ 的性质:}$$

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

$$\left(\Phi(0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^0 e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt = \frac{1}{2} \right)$$

$$(2) \quad \forall x \in R, \Phi(-x) = 1 - \Phi(x);$$

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



$$\underline{\underline{u = -t}} \quad \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

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

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

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.



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

证 Z 的分布函数为

$$P\{Z \leq x\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq x\right\} = P\{X \leq \mu + \sigma x\}$$

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

令 $u = \frac{t - \mu}{\sigma}$, 则有

$$P\{Z \leq x\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2}} du = \Phi(x)$$



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

于是

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

$$\begin{aligned} \Rightarrow F_X(x) &= P\{X \leq x\} = P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right\} \\ &= \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

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.



4° 正态分布表

书末附有标准正态分布函数数值表，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, $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$



若 $X \sim N(0,1)$,

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

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

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



5° 3σ 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,

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

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

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

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

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 “ 3σ 准则” .

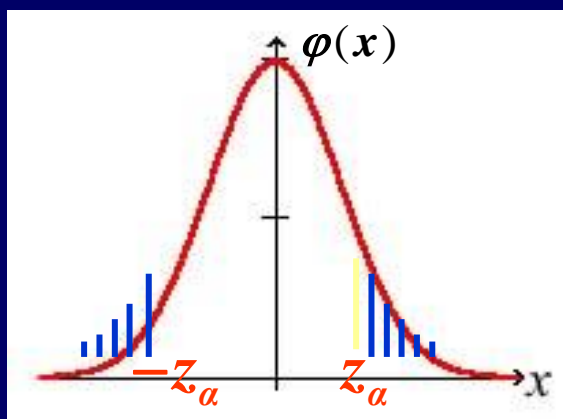


6° 标准正态分布的上 α 分位点

设 $X \sim N(0,1)$, 若数 z_α 满足条件

$$P\{X > z_\alpha\} = \alpha, 0 < \alpha < 1 \Rightarrow P\{X < z_{-\alpha}\} = \alpha$$

则称点 z_α 为标准正态分布的上 α 分位点.



$$P\{X > z_{1-\alpha}\} = 1 - \alpha$$



$$P\{X < z_{1-\alpha}\} = \alpha$$

$$z_{1-\alpha} = z_{-\alpha}$$



看一个应用正态分布的例子:

例 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 $\frac{X - 170}{6} \sim N(0, 1)$.

$$\begin{aligned} \text{故 } P(X < h) &= P\left(\frac{X - 170}{6} < \frac{h - 170}{6}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{h - 170}{6}\right) \end{aligned}$$

查表得 $\Phi(2.33) = 0.9901 > 0.99$

因而 $\frac{h - 170}{6} = 2.33,$

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.

四、小结

这一节，我们介绍了连续型随机变量及三种重要分布.即均匀分布、指数分布、正态分布.其中正态分布的应用极为广泛，在本课程中我们一直要和它打交道.

后面第五章中，我们还将介绍为什么这么多随机现象都近似服从正态分布.



练习题

一、设随机变量 X 的分布函数为

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ \ln x, & 1 \leq x < e, \\ 1, & x \geq e. \end{cases}$$

?

求 (1) $P\{X < 2\}$, $P\{0 < X \leq 3\}$; (2) 求概率密度 $f_X(x)$.

二、设随机变量 X 的概率密度 $f(x)$ 为

$$f(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x < 1 \\ 2 - x & 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$


求 X 的分布函数 $F(x)$, 并作出 $f(x)$ 与 $F(x)$ 的图形。

?



三、某种型号的电子的寿命 X （以小时计）具有以下概率密度：

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1000}{x^2} & x > 1000 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

现有一大批此种管子（设各电子管损坏与否相互独立）。任取 5 只，问其中至少有 2 只寿命大于 1500 小时的概率是多少？ 

四、设 $X \sim N(3, 2^2)$

(1) 求 $P\{2 < X \leq 5\}$, $P\{-4 < X \leq 10\}$, $P\{|X| > 2\}$,

(2) 决定 C 使得 $P\{X > C\} = P\{X \leq C\}$



一、设随机变量 X 的分布函数为

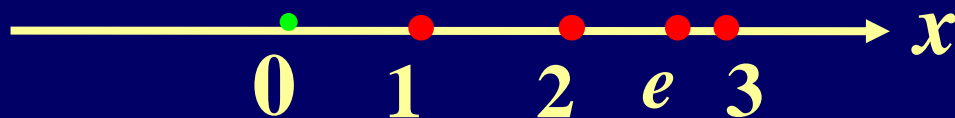
$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < 1, \\ \ln x, & 1 \leq x < e, \\ 1, & x \geq e. \end{cases}$$

求 (1) $P\{X < 2\}$, $P\{0 < X \leq 3\}$; (2) 求概率密度 $f_X(x)$.

解: $P\{X < 2\} = F(2) - P\{X = 2\} = F(2) = \ln 2$

$$P\{0 < X \leq 3\} = F(3) - F(0) = 1$$

$$f_X(x) = F'_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 1 \leq x < e, \\ 0, & \text{其它.} \end{cases}$$



二、设随机变量 X 的概率密度 $f(x)$ 为

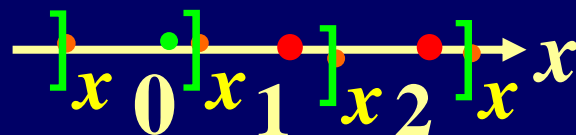
$$f(x) = \begin{cases} x & 0 \leq x < 1 \\ 2 - x & 1 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

求 X 的分布函数 $F(x)$ ，并作出 $f(x)$ 与 $F(x)$ 的图形。

解：当 $x < 0$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = 0$

当 $0 \leq x < 1$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_0^x tdt = \frac{x^2}{2}$

当 $1 \leq x < 2$ 时， $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \int_0^1 tdt + \int_1^x (2-t)dt$
 $= 2x - \frac{x^2}{2} - 1$



当 $x \geq 2$ 时， $F(x) = 1$



故

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



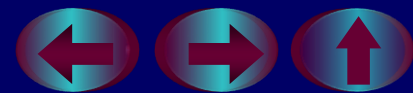
三、某种型号的电子的寿命 X （以小时计）具有以下的概率密度：

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1000}{x^2} & x > 1000 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

现有一大批此种管子（设各电子管损坏与否相互独立）。任取 5 只，问其中至少有 2 只寿命大于 1500 小时的概率是多少？

解：{寿命大于1500小时} $\Leftrightarrow \{X > 1500\}$

$$\begin{aligned} P\{X > 1500\} &= \int_{1500}^{+\infty} f(x) dx = \int_{1500}^{+\infty} \frac{1000}{x^2} dx = \left[-\frac{1000}{x} \right]_{1500}^{+\infty} \\ &= \frac{2}{3} \end{aligned}$$



Y 表示5只中寿命大于 1500 小时的管子数

$$Y \sim b\left(5, \frac{2}{3}\right)$$

$$P\{Y \geq 2\} = 1 - P\{Y < 2\}$$

$$= 1 - P\{Y = 0\} - P\{Y = 1\}$$

$$= \frac{232}{243}$$



四、设 $X \sim N(3, 2^2) \Rightarrow \frac{X-3}{2} \sim N(0, 1)$

(1) 求 $P\{2 < X \leq 5\}$, $P\{-4 < X \leq 10\}$, $P\{|X| > 2\}$,

(2) 决定 C 使得 $P\{X > C\} = P\{X \leq C\}$

$$\begin{aligned} \text{解: (1)} \quad P\{2 < X \leq 5\} &= P\left\{\frac{2-3}{2} < \frac{X-3}{2} \leq \frac{5-3}{2}\right\} \\ &= \Phi(1) - \Phi(-0.5) = \Phi(1) + \Phi(0.5) - 1 = 0.5328 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{-4 < X \leq 10\} &= P\left\{\frac{-4-3}{2} < \frac{X-3}{2} \leq \frac{10-3}{2}\right\} \\ &= \Phi(3.5) - \Phi(-3.5) = 2\Phi(3.5) - 1 = 0.9996 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{|X| > 2\} &= 1 - P\left\{\frac{-2-3}{2} < \frac{X-3}{2} \leq \frac{2-3}{2}\right\} \\ &= 1 - \Phi(-0.5) + \Phi(-2.5) = 1 - \Phi(2.5) + \Phi(0.5) \\ &= 0.6977 \end{aligned}$$

(2) 由对称性得: $C = 3$



五、布置作业

习题2-4 (p52) : 6、10、14

