- □ 概率密度及其性质
- □ 指数分布
- □均匀分布
- □ 正态分布与标准正态分布

一. 连续型随机变量的概念与性质

定义 如果对于随机变量 X 的分布函数 F(x) 存在非负实函数 f(x) ,使得对于任意 实数 x ,有 $F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt$,

则称 X 为<u>连续型随机变量</u>,其中函数f(x) 称为 X 的<u>概率密度函数</u>,简称<u>概率密度</u>.

连续型随机变量 X 由其密度函数唯一确定.

返回主目录

说明

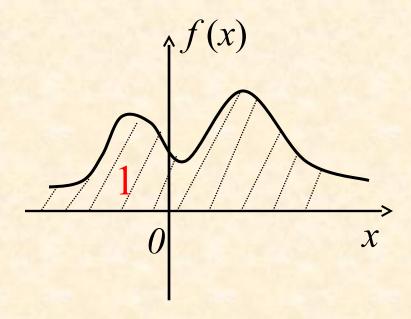
f(x) 不一定连续,但 F(x)一定连续。

概率密度 f(x) 具有以下性质

$$f(x) = 1^0 = 1^0$$

$$2^0 \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1.$$

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



$$3^{0}$$
 $P\{x_{1} < X \le x_{2}\} = F(x_{2}) - F(x_{1})$

$$= \int_{x_{1}}^{x_{2}} f(x) dx. (x_{1} \le x_{2})$$

$$0 \quad x_{1} \quad x_{2} \quad x$$

$$4^{0}$$
 若 $f(x)$ 在点 x 处连续,则有
$$F'(x) = f(x).$$

注意 1 密度函数不是概率!

根据性质 4 以及导数的定义,有

$$f(x) = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{F(x + \Delta x) - F(x)}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{P(x < X \le x + \Delta x)}{\Delta x}$$

于是,当 $\Delta x(\Delta x > 0)$ 充分小时

$$P(x < X \le x + \Delta x) \approx f(x)\Delta x$$

由此可见

$$P(x < X \le x + \Delta x) \approx f(x)\Delta x$$

注意 密度函数的概率涵义:

f(x)的大小决定X落人区间 $(x, x + \Delta x)$ 内的概率的大小。它反映了点x附近所分布的概率的"疏密"程度 ——概率密度。

连续型随机变量的一个重要特点:

设X是连续型随机变量,则对任意的实数a,

有
$$P\{X=a\}=0$$

证明:
$$0 \le P\{X = a\} \le P\left\{a - \frac{1}{n} < X \le a\right\}$$

$$= F(a) - F(a - \frac{1}{n})$$

$$\lim_{n\to\infty}F(a-\frac{1}{n})=F(a)$$

所以有
$$P\{X=a\}=0$$

说明

(1) . 由上述性质可知,对于连续型随机变量,我们关心它在某一点取值的问题没有太大的意义; 我们所关心的是它在某一区间上取值的问题.

若已知连续型随机变量 X的密度函数为 f(x),则 X 在任意区间 G(G) 可以是开区间,也可以是闭区间,或半开半闭区间;可以是有限区间,也可以是无穷区间)上 取值的概率为,

$$P\{X \in G\} = \int_G f(x) dx$$

例 1 设 X 是连续型随机变量, 其密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} c(4x - 2x^2) & 0 < x < 2 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

求:(1). 常数c;(2). $P\{X>1\}$.(3). X的分布函数

解:(1).由密度函数的性质

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

例 1 (续)
得 1 =
$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{0} f(x) dx + \int_{0}^{2} f(x) dx + \int_{2}^{+\infty} f(x) dx$$

$$= \int_{0}^{2} c(4x - 2x^{2}) dx = c\left(2x^{2} - \frac{2}{3}x^{3}\right)\Big|_{0}^{2} = \frac{8}{3}c$$

所以,
$$c = \frac{3}{8}$$

(2)
$$P\{X > 1\} = \int_{1}^{+\infty} f(x)dx = \int_{1}^{2} f(x)dx + \int_{2}^{+\infty} f(x)dx$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{8} (4x - 2x^2) & 0 < x < 2 \\ 0 & \text{ 其它} \end{cases}$$

$$= \int_{1}^{2} \frac{3}{8} \left(4x - 2x^{2} \right) dx = \frac{3}{8} \left(2x^{2} - \frac{2}{3}x^{3} \right) \Big|_{1}^{2} = \frac{1}{2}$$

$$= \int_{0}^{x} \frac{3}{8} \left(4t - 2t^{2} \right) dt = \frac{1}{4} (3x^{2} - x^{3})$$

例 1 (续)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{8} \left(4x - 2x^2\right) & 0 < x < 2\\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

当 2 ≤ x 时 ,
$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt = \int_{-\infty}^{0} f(t)dt + \int_{0}^{2} f(t)dt + \int_{2}^{x} f(t)dt$$

$$= \int_{0}^{2} \frac{3}{8} (4x - 2x^{2}) dx = 1$$

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \le 0 \\ \frac{1}{4}(3x^2 - x^3) & 1 < x < 2 \\ 1 & x = 2 \end{cases}$$

例 2

设连续型随机变量X的分布函数为

$$F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} arctgx \qquad \left(-\infty < x < +\infty\right)$$

试求X的密度函数.

解

设X的密度函数为f(x),则

$$f(x) = F'(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^2} \qquad \left(-\infty < x < +\infty\right)$$

连续型随机变量的概率密度

例 3 设随机变量X的分布函数为:

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

试求 X的密度函数
$$f(x)$$
.

 $f(x) = F'(x)$
 $f(x) = \begin{cases} x & 0 < x \le 1 \\ 2 - x & 1 < x < 2 \\ 0 & 其它 \end{cases}$

例 4 设连续型随机变量 X 的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} A + Be^{-\frac{x^2}{2}} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

试求: (1)系数 A,B; (2) X 的密度函数.

解:(1) 由分布函数的性质

$$F(+\infty) = 1, F(0+0) = F(0) = 0$$

有 $\begin{cases} A = 1 & \text{解得} \\ A + B = 0, \end{cases}$ $\begin{cases} A = 1 \\ B = -1, \end{cases}$

例 4 (续) $\therefore F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{x^2}{2}} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$

(2) 设X的密度函数为f(x),则

$$f(x) = F'(x) = \begin{cases} xe^{-\frac{x^2}{2}} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

例 5 某电子元件的寿命(单位:小时)是以

$$f(x) = \begin{cases} 0 & x \le 100 \\ \frac{100}{x^2} & x > 100 \end{cases}$$

为密度函数的连续型随机变量 . 求 5 个同类型的元件在使用的前 150 小时内恰有 2 个需要更换的概率:设 A={ 某元件在使用的前 150 小时内需要更换}

$$P(A) = P\{X \le 150\} = \int_{-\infty}^{150} f(x) dx$$

$$= \int_{100}^{150} \frac{100}{x^2} dx = \frac{1}{3}$$

例 5 (续)

检验 5 个元件的使用寿命可以看作是在做一个 5 重 Bernoulli 试验.

令: Y="5 个元件中使用寿命不超过 150 小时 的元件数"

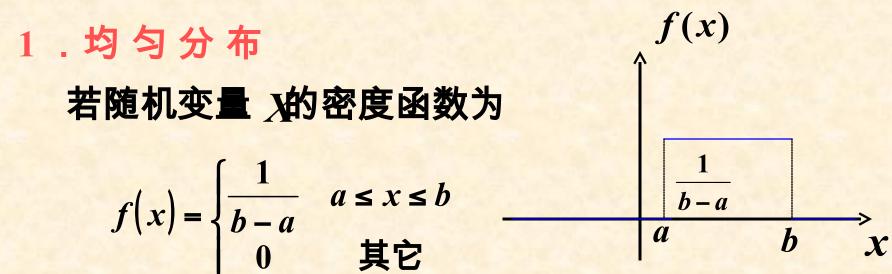
则

$$Y \sim B(5,\frac{1}{3})$$

B={ 5 个元件中恰有 2 个的使用寿命不超过 150 小时

则
$$P(B) = P\{Y = 2\} = C_5^2 \times \left(\frac{1}{3}\right)^2 \times \left(\frac{2}{3}\right)^3 = \frac{80}{243}$$

二.一些常用的连续型随机变量



则称随机变量X服从区间[a, b]上的均匀分布.

记作 X~U[a,b]

密度函数的验证

设 $X \sim \text{区间}[a, b]$ 上的均匀分布,f(x)是其密度函数,则有:

(1). 对任意的x, 有f(x) 0;

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

$$= \int_a^b \frac{1}{b-a} dx = 1 .$$

由此可知,
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \le x \le b \\ 0 &$$
其它

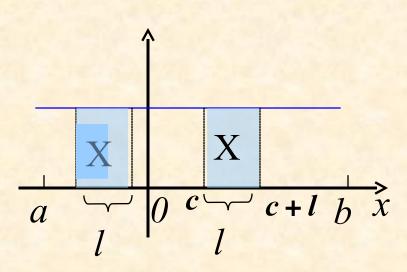
⑥ 返回主目录

(1) . 类似地,我们可以定

区间(a, b)上的均匀分布; 区间(a, b)上的均匀分布; 区间(a, b)上的均匀分布;

均匀分布的概率背景:

$$P\{c < X \le c + l\} = \int_{c}^{c+l} f(x) dx$$
$$= \int_{c}^{c+l} \frac{1}{b-a} dx = \frac{l}{b-a}.$$



均匀分布的概率背景

如果随机变量 X 服从区间 [a, b] 上的均匀分布,则随机变量 X 在区间 [a, b] 上的任意一个子区间上 取值的概率与该子区间的长度成正比,而与该子区间的位置无关.

这时,可以认为随机变量X在区间[a, b]上取值是等可能的.

均匀分布的应用:数值计算中的舍入误差,某一时间间隔内汽车站上乘客到站的时间,等均认为服从均匀分布。

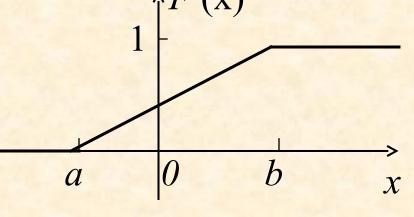


均匀分布的分布函数

若随机变量X服从区间a,b上的均匀分布,则X的分布函数为

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

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



返回主目录

例 6

设公共汽车站从上午7时起每隔15分钟来一班车,如果某乘客到达此站的时间是7:00到7:30之间的均匀随机变量. 试求该乘客候车时间不超过5分钟的概率.

解

设该乘客于7时X分到达此站.

则X服从区间[0,30]上的均匀分布.

其密度函数为
$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{30} & 0 \le x \le 30 \\ 0 & \text{其它} \end{cases}$$

例 6 (续)

令: B={ 候车时间不超过5分钟 }

$$P(B) = P\{10 \le X \le 15\} + P\{25 \le X \le 30\}$$
$$= \int_{10}^{15} \frac{1}{30} dx + \int_{25}^{30} \frac{1}{30} dx = \frac{1}{3}$$

例 7

设随机变量 ξ 服从区间[-3, 6]上的均匀分布,试求方程

$$4x^2 + 4\xi x + (\xi + 2) = 0$$

有实根的概率.

解 随机变量ξ的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{9} & -3 \le x \le 6 \\ 0 &$$
其它

$$=\frac{2}{9}+\frac{4}{9}=\frac{2}{3}$$

2.指数分布

如果随机变量 X 的密度函数为

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

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

密度函数的验证

设 $X \sim$ 参数为 θ 的指数分布,f(x)是其密度函数,则有:

(1) . 对任意的
$$x$$
 , 有 $f(x)$ 0;
+∞
(2) . $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = \int_{-\infty}^{0} f(x) dx + \int_{0}^{+\infty} f(x) dx$

$$= \int_{0}^{+\infty} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}x} dx = -e^{-\frac{1}{\theta}x} \Big|_{0}^{+\infty} = 1$$

由此可知,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta}x} & x > 0 & \mathbf{ 确是-密度函数}. \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

指数分布的分布函数

若随机变量X服从参数 θ 指数分布,则X的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \le 0 \\ \frac{1}{\theta}x & x > 0 \end{cases}$$

注意:
$$\forall t > 0, P\{X > t\} = 1 - F(t) = e^{-\theta}$$

指数分布的应用:指数分布常作为各种"寿命"分布的近似分布,如:"灯泡的寿命","动物的寿命","电话问题中的通话时间","随机服务系统中的服务时间"都常假定服从指数分布。

⑤ 返回主目录

指 数分布的重要性质:

设 X 服从指 数分布,则
$$\forall s > 0, t > 0,$$

$$P\{X > s + t | X > s\} = \frac{P\{X > s + t\}}{P\{X > s\}} = e^{-\frac{t}{\theta}}$$

$$= P\{X > t\}$$

若把 X 解释为寿命,则上式表明:如果已知某人活了 s 年,则他至少再活 t 年的概率与年龄 s 无关,所以人们风趣地称指 数分布的这一性质为"永远年轻",又称"无记忆性" ---- 即把过去的年龄忘记了。

☑ 返回主目录

例 8 设打一次电话所用的时间 X (单位:分钟) 是以 $\theta = 10$ 为参数的指数随机变量 . 如果某人刚好在你前面走进公用电话间,求你需等待 10分钟到 20分钟之间的概率 .

解:X的密度函数为

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10}e^{-\frac{x}{10}} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

例 8 (续)

令: B={ 等待时间为
$$10\sim20$$
 分钟 }
则 $P(B) = P\{10 \le X \le 20\}$

$$= \int_{10}^{20} \frac{1}{10} e^{-\frac{x}{10}} dx = -e^{-\frac{x}{10}} \Big|_{10}^{20}$$

$$= e^{-1} - e^{-2} = 0.2325$$

3.正态分布

如果连续型随机变量X的密度函数为

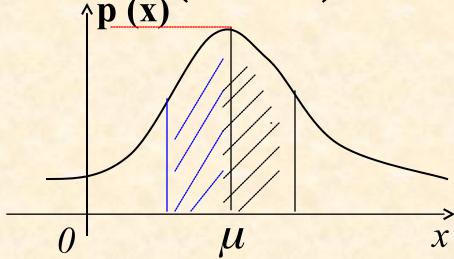
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \qquad (-\infty < x < +\infty)$$

(其中- $\infty < \mu < +\infty$, $\sigma > 0$ 为参数),

则称随机变量X 服从,参数为 (μ, σ^2) 的

正态分布.记作

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

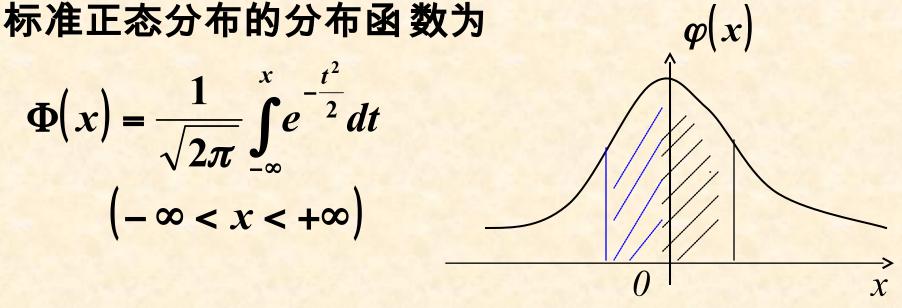


标准正态分布

若 $\mu = 0$, $\sigma = 1$, 我们称 N(0, 1)为标准正态分布. 标准正态分布的密度函数为

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \qquad \left(-\infty < x < +\infty\right)$$

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



密度函数的验证

设
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
, $f(x)$ 是其密度函数,则有:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} > 0$$

$$(-\infty < x < +\infty)$$

下面验证:

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

密度函数的验证

(续)

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

首先验证:
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1$$

或验证:
$$\int_{0}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$$

密度函数的验证(续)

为此,我们只需证明:
$$\left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right)^2 = 2\pi$$

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

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

密度函数的验证

(续)

作极坐标变换: $x = r \cos \theta$, $y = r \sin \theta$, 则有

$$\left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx\right)^2 = \int_{0}^{2\pi} d\theta \int_{0}^{+\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} r dr = 2\pi \left(-e^{-\frac{r^2}{2}}\right)\Big|_{0}^{+\infty} = 2\pi$$

因此

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$$

密度函数的验证

下面验证:
$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{0}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = 1$$

(续)
下面验证:
$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = 1$$

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

作变换:
$$u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$
, 则 $du = \frac{dx}{\sigma}$

则有
$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{1}{2}\cdot\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \frac{dx}{\sigma}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{u^2}{2}} du = 1$$

密度函数的验证(续)

综上所述,

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

满足密度函数的两项基本条件,因此 f(x)确是一个密度函数.

正态分布密度函数的图形性质

对于正态分布的密度函数

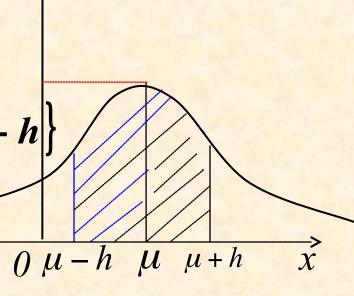
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \qquad (-\infty < x < +\infty)$$

由高等数学中的知识,我们有:

(1). 曲线关于直线 $x = \mu$ 对称,

这表明:对于任意的h>0,有

$$P\{\mu - h < X \le \mu\} = P\{\mu < X \le \mu + h\}$$



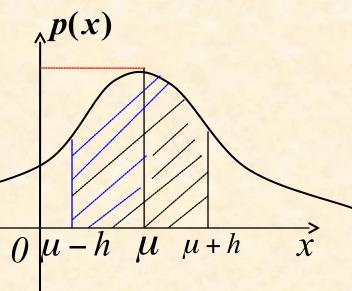
正态分布密度函数的图形性质

(2). 当 $x = \mu$ 时, f(x)取到最大值

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

x离 μ 越远,f(x)的值就越小.这表明,对于

同样长度的区间,当区间 离µ越远时,随机变量 X 落在该区间中的概率就越小.



正态分布密度函数的图形性质

- (3). 曲线 y = f(x)在 $x = \mu \pm \sigma$ 处有拐点;曲线 y = f(x)以 Ox轴为渐近线.
- (4). 若 σ 固定,而改变 μ 的值,则f(x)的图形沿x轴平行移动,但不改变其形状.

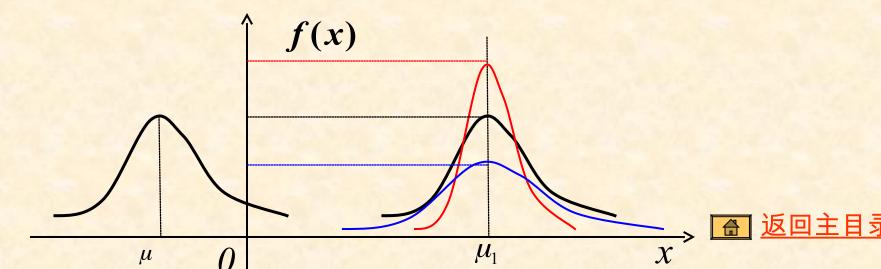
因此 y = f(x) 图形的位置 f(x) 完全由参数 μ 所确定 .

正态分布密度函数的图形性质(续)

(5). 若 μ 固定,而改变 σ 的值; f(x)的最大值为

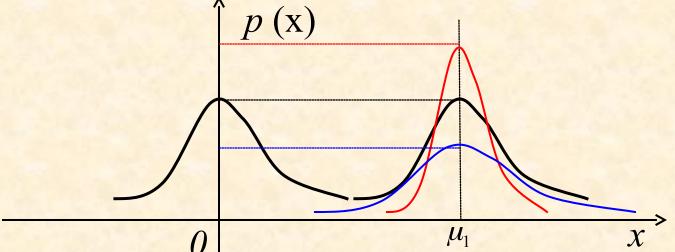
$$f(\mu) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$$

可知,当 σ 越小时,y = f(x)图形越陡,因而 X落在 μ 附近的概率越大;反之,当 σ 越大时,y = f(x)的图 形越平坦,这表明 X的取值越分散.



正态分布的重要性质:

设
$$X \sim N(0,1)$$
, 则
$$P\{X \leq 0\} = P\{X \quad 0\} = \frac{1}{2}$$
 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则
$$P\{X \leq \mu\} = P\{X \quad \mu\} = \frac{1}{2}$$



⑤ 返回主目录

正态分布的重要性

正态分布是概率论中最重要的分布,这可以由以下情形加以说明:

- (1).正态分布是自然界及工程技术中最常见的分布之一,大量的随机现象都是服从或近似服从正态分布的.可以证明,如果一个随机指标受到诸多因素的影响,但其中任何一个因素都不起决定性作用,则该随机指标一定服从或近似服从正态分布.
- (2).正态分布有许多良好的性质,这些性质是其它许多分布所不具备的.
 - (3) . 正态分布可以作为许多分布的近似分布 .

⑥ 返回主目录

标准正态分布的计算

如果随机变量 $X \sim N(0, 1)$,则其密度函数为

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

其分布函数为

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

教科书上第382页列出了标准正态分布表,



标准正态分布的计算(续)

对于x 0我们可直接查表求出 $\Phi(x) = P\{X \le x\}$

如果x < 0,我们有公式:

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

$$\Phi(-x) = \int_{-\infty}^{-x} \varphi(t) dt = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{-x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$
作变换 $t = -u$, $dt = -du$, 得
$$\Phi(-x) = -\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{+\infty}^{x} e^{-\frac{u^2}{2}} du$$

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

一般正态分布的计算

引理: 设
$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
,则 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$
证明: $F_Y(y) = P\{Y \le y\} = P\{\frac{X - \mu}{\sigma} \le y\}$
 $= P\{X \le \mu + \sigma y\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{\mu + \sigma y} e^{-\frac{(t - \mu)^2}{2\sigma^2}} dt$
作变换 $u = \frac{t - \mu}{\sigma}$,则 $du = \frac{dt}{\sigma}$,代入上式,得

一般正态分布的计算(续)

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则

$$F_X(x) = P\{X \le x\} = P\{\frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{x - \mu}{\sigma}\} = \Phi(\frac{x - \mu}{\sigma})$$

其中, Φ(y)是标准正态分布的分布函数.

故对任意的 a < b,有

$$P\{a < X < b\} = \Phi(\frac{b - \mu}{\sigma}) - \Phi(\frac{a - \mu}{\sigma}).$$

例 9 设随机变量 $X \sim N(0, 1)$,试求:
(1). $P\{1 \le X < 2\}$; (2). $P\{-1 < X < 2\}$.

解: (1)
$$P\{1 \le X < 2\} = \Phi(2) - \Phi(1)$$

= 0.97725 - 0.84134 = 0.13591

(2)
$$P\{-1 \le X < 2\} = \Phi(2) - \Phi(-1)$$

= $\Phi(2) - [1 - \Phi(1)]$
= $0.97725 - 1 + 0.84134 = 0.81859$

<u>⑥</u> 返回主目录

例 10

设随机变量 $X \sim N(2, 9)$,试求:

(1)
$$P\{1 \le X < 5\}$$
; (2) $P\{|X - 2| > 6\}$; (3) $P\{X > 0\}$.

解 (1).
$$P\{1 \le X < 5\} = F(5) - F(1)$$

$$= \Phi(\frac{5-2}{3}) - \Phi(\frac{1-2}{3}) = \Phi(1) - \Phi(-\frac{1}{3})$$

$$= \Phi(1) + \Phi\left(\frac{1}{3}\right) - 1 = 0.84134 + 0.62930 - 1$$

$$= 0.47064$$

例 10 (续)

(2)
$$P\{|X-2| > 6\} = 1 - P\{|X-2| \le 6\}$$

 $= 1 - P\{-6 \le X - 2 \le 6\}$
 $= 1 - P\{-4 \le X \le 8\}$
 $= 1 - [\Phi(\frac{8-2}{3}) - \Phi(\frac{-4-2}{3})]$
 $= 1 - [\Phi(2) - \Phi(-2)]$
 $= 2 \times [1 - \Phi(2)]$
 $= 2 \times [1 - \Phi(2)]$

例 10(续)

(3)
$$.P{X > 0} = 1 - P{X \le 0}$$

 $= 1 - \Phi(\frac{0 - 2}{3})$
 $= 1 - \Phi(-\frac{2}{3})$
 $= \Phi(\frac{2}{3}) = 0.7486$

例 11 设随机变量
$$X \sim N(d, 0.5^2)$$
, 若使 $P\{X \mid 80\}$ 0.99,则 d 至少应为多少?

解 0.99 ≤
$$P{X 80} = P{\frac{X-d}{0.5} \frac{80-d}{0.5}}$$

= $1-P{\frac{X-d}{0.5} < \frac{80-d}{0.5}} = 1-\Phi(\frac{80-d}{0.5})$
= $\Phi(\frac{d-80}{0.5})$ \therefore $\Phi(2.327) = 0.99$

d 81.1635.

$$\therefore \frac{d-80}{0.5} \quad 2.327$$

⑤ 返回主目录

例 12 设随机变量
$$X \sim N(2, \sigma^2)$$
 ,且 $P\{2 < X < 4\} = 0.3$,则 $P\{X < 0\} = ?$

解
$$P\{X < 0\} = \Phi(\frac{0-2}{\sigma}) = 1-\Phi(\frac{2}{\sigma})$$

 $\therefore 0.3 = P\{2 < X < 4\} = \Phi(\frac{2}{\sigma}) - \Phi(0)$
 $= \Phi(\frac{2}{\sigma}) - 0.5$
 $\therefore \Phi(\frac{2}{\sigma}) = 0.8$, $P\{X < 0\} = 1 - 0.8 = 0.8$

返回主目录

 $P\{X < 0\} = 1 - 0.8 = 0.2$

例 13

某地区的月降水量服从 $\mu = 40$, $\sigma = 4$ (单位: cm)的正态分布 . 求从某月 起连续10个月的月降水量都不超过50cm的概率 .

解

设:X: 该地区的月降水量 . 则 $X \sim N(40, 4^2)$ 再设: $A = \{$ 月降水量不超过 $50cm \}$.

則:
$$P(A) = P\{X \le 50\} = \Phi(\frac{50-40}{4})$$

例 13 (续)

$$=\Phi(2.5)=0.99379$$

所以,P{连续10个月降水量都不超过50cm}

$$= 0.99379^{10}$$

$$= 0.9396$$

设 $X \sim N(0,1)$, 若 z_α 满足条件

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

则称点zα为标准正态分布的上α分位点。

已知 α ,求 z_{α} 的方法:

:
$$\alpha = P\{X > z_{\alpha}\} = 1 - P\{X \le z_{\alpha}\} = 1 - \Phi(z_{\alpha})$$

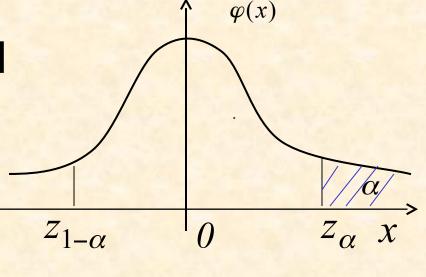
$$\therefore \Phi(z_{\alpha}) = 1 - \alpha$$

$$当0<\alpha≤0.5$$
,查表可知

$$Z_{0.05} = 1.645,$$

$$(: \Phi(z_{0.05}) = 1 - 0.05 = 0.95)$$

$$z_{0.005} = 2.57$$
.



设 $X \sim N(0,1)$, 若 z_α 满足条件

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

则称点zα为标准正态分布的上α分位点。

已知 α ,求 z_{α} 的方法:

:
$$\alpha = P\{X > z_{\alpha}\} = 1 - P\{X \le z_{\alpha}\} = 1 - \Phi(z_{\alpha})$$

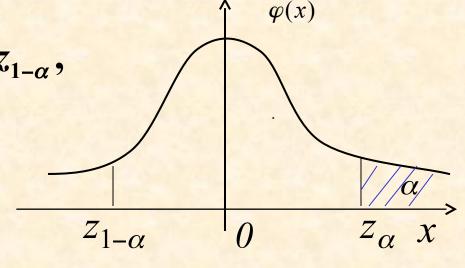
$$\therefore \Phi(z_{\alpha}) = 1 - \alpha$$

当
$$0.5 < \alpha < 1$$
 ,由 $z_{\alpha} = -z_{1-\alpha}$,

可知

$$Z_{0.95} = -1.645,$$

$$z_{0.995} = -2.57.$$



4. F分布.

如果连续型随机变量X的密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^r}{\Gamma(r)} x^{r-1} e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

 $(其中r>0,\lambda>0为参数)$

则称随机变量 X 服从参数为 (r, λ) 的 Γ — 分布 . 记作: $X \sim \Gamma(r, \lambda)$

Γ- 函数

$$\Gamma - 函数的定义:$$

$$\Gamma(r) = \int_{0}^{+\infty} x^{r-1} e^{-x} dx$$

$$\Gamma$$
-函数的定义域: $(0, +∞)$.

$$\Gamma$$
-函数的性质: $\Gamma(r+1) = r\Gamma(r)$.

$$\Gamma(1)=1$$
, $\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)=\sqrt{\pi}$.

如果n为自然数,则 $\Gamma(n) = (n-1)!$

说明:

如果
$$r=1$$
 ,则由 $\Gamma(1)=1$,得 $f(x)=\begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x>0\\ 0 & x\leq 0 \end{cases}$ 这正是参数为 λ 的指数分布 .

这说明指数分布是Γ-分布的一个特例.

如果
$$r=n$$
,由 $\Gamma(n)=(n-1)!$ 得

$$p(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-1} e^{-\lambda x} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

我们称此分布为 Erlang分布,它是排队论中重要的分布之一.

说明:

如果
$$r = \frac{n}{2}$$
 , $\lambda = \frac{1}{2}$, 其中 n 为自然数,则有

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}}} x^{\frac{n}{2} - 1} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0 \\ 2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) & x \le 0 \end{cases}$$

我们称此分布为自由度为n的 χ^2 -分布,记作 $\chi^2(n)$. 它是数理统计学中重要的分布之一.

作业: p_{57-58} 20,22,24,26,27,29.