

概率论与数理统计





第一节一维随机变量及其分布(3)

- 五、连续型随机变量
- 六、典型的连续型随机变量及其分布



五、连续型随机变量

1.连续型随机变量及其密度函数

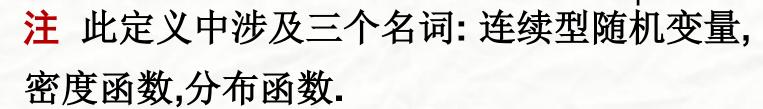
定义 对于随机变量X,若存在非负可积函数

p(x) ($x \in \mathbb{R}$), 使得X 的分布函数

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(y) \mathrm{d}y$$

则称X为连续型随机变量,且称

p(x) 为密度函数,或概率密度.





y = p(x)

2. 密度函数的性质

设X为连续型随机变量, p(x) 为X的密度函数, F(x)为X的分布函数,则

(1) (非负性)
$$p(x) \ge 0$$
, $x \in R$;

(2) (规范性)
$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x) \mathrm{d}x = 1;$$

(3)
$$P{a < X \le b} = F(b) - F(a) = \int_a^b p(x) dx;$$

(4)
$$P{X = c} = 0$$
.

(5) 分布函数
$$F(x)$$
在($-\infty$,+ ∞)上连续;

(6) 若
$$p(x)$$
在点x处连续,则 $F'(x) = p(x)$.









证 下面只给出性质4的证明

$$:: \{X = c\} \subseteq \{c - \varepsilon < X \le c\}, \ \varepsilon > 0$$

$$\overline{\mathbb{M}} \qquad 0 \le P\{X = c\} \le P\{c - \varepsilon < X \le c\}$$

$$\lim_{\varepsilon \to 0^+} P\{c - \varepsilon < X \le c\}$$

$$= \lim_{\varepsilon \to 0^+} \int_{c-\varepsilon}^c p(x) \, \mathrm{d} \, x = 0.$$

:.
$$P\{X=c\}=0$$
.









- 1° 性质4说明对于任意可能值c,连续型随机变量取c的概率等于零.
- 2° 若X为连续型随机变量,则

$$P\{a < X \le b\} = P\{a < X < b\}$$
$$= P\{a \le X < b\}$$
$$= P\{a \le X \le b\}$$

3°
$$P(A) = 0 A = \emptyset$$
$$P(A) = 1 A = \Omega$$

 4° 对连续性随机变量 F(x) 一定是连续的,但是 p(x)未必连续,在 p(x) 的连续点处,有 F'(x) = p(x)

? 改变连续型随机变量X的概率密度 p(x) 在个别点 $x = x_0$ 的值是否影响随机变量的概率分布?

答:不影响。因为随机变量的概率分布完全由分布函数来刻画。对于连续型随机变量X,分布函数

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(y) dy$$

改变 p(x) 在个别点 $x = x_0$ 的值不影响随分布函数 F(x)的取值。

例如,若X,Y的概率密度分别为

$$p_{X}(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b, \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$.} \end{cases} \qquad p_{Y}(y) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a < x < b, \\ 0, & \text{#$\dot{\mathbb{C}}$.} \end{cases}$$

可以认为它们具有相同的概率分布. 即 $X\sim U(a,b)$.

例1

设随机变量X具有概率密度

$$p(x) =$$

$$\begin{cases} kx, & 0 \le x < 3, \\ 2 - \frac{x}{2}, & 3 \le x \le 4, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

$$(1)$$
确定常数 k ;

(2) 求 X 的分布函数;

(3)
$$\Re P\{1 < X \leq \frac{7}{2}\}.$$

解 (1)由
$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1$$
,

得
$$\int_{-\infty}^{0} 0 \, dx + \int_{0}^{3} kx \, dx + \int_{3}^{4} (2 - \frac{x}{2}) \, dx + \int_{4}^{+\infty} 0 \, dx = 1,$$
 解之得 $k = \frac{1}{6}$.



由
$$k = \frac{1}{6}$$
 知 X 的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{x}{6}, & 0 \le x < 3, \\ 2 - \frac{x}{2}, & 3 \le x \le 4, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$







(2) 由
$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(x) dx$$
 得

$$p(x) = \begin{cases} \frac{x}{6}, & 0 \le x < 3, \\ 2 - \frac{x}{2}, & 3 \le x \le 4, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ \int_0^x \frac{x}{6} dx, & 0 \le x < 3, \end{cases}$$

$$F(x) = \begin{cases} 3 \frac{x}{6} dx + \int_3^x (2 - \frac{x}{2}) dx, & 3 \le x < 4, \\ 1, & x \ge 4. \end{cases}$$

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

(3)
$$P{1 < X \le \frac{7}{2}} = F(\frac{7}{2}) - F(1) = \frac{41}{48}$$
.

$$= \int_{1}^{\frac{7}{2}} p(x)dx = \int_{1}^{3} \frac{x}{6} dx + \int_{3}^{\frac{7}{2}} (2 - \frac{x}{2}) dx$$







六、典型的连续型随机变量的分布

- 1.* 均匀分布(规则分布) Uniform distribution
- (1) 定义 设连续型随机变量 X 具有概率密度:

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \le x \le b, \\ 0, &$$
其它.

则称 X在区间 [a,b] 上服从均匀分布, $\frac{1}{b-a}$ 记为 $X \sim U[a,b]$. 概率密度 函数图形 a = 0 b

分布函数为:

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

(2) 均匀分布的性质

如果 $X \sim U[a,b]$,则

$$1^{\circ} P\{X < a\} = P\{X > b\} = 0;$$

$$2^{\circ}$$
 当 $a \le c < d \le b$ 时,有 $P\{c \le X < d\} = \frac{d-c}{b-a}$.











(3) 均匀分布的意义

背景:几何概型

在区间[a,b]上服从均匀分布的随机变量X,落在区间[a,b]中任意等长度的子区间内的可能性是相同的.

$$p = \frac{l}{b-a} + \frac{1}{a} + \frac{1}{b-a} + \frac{1}{a} + \frac{1}{b-a} + \frac{1}{a} + \frac{1}$$



例2 设随机变量 X 在 [2,5]上服从均匀分布,现对 X 进行三次独立观测,试求至少有两次观测值 大于3的概率。

解 X的分布密度函数为

$$p(x) = \begin{cases} \frac{1}{3}, & 2 \le x \le 5, \\ 0, & 其它. \end{cases}$$

设A表示"对X的观测值大于3",即 $A={X>3}$.

$$P(A) = P\{X > 3\} = \int_3^5 \frac{1}{3} dx = \frac{2}{3}$$

由于
$$P(A) = P\{X > 3\} = \int_3^5 \frac{1}{3} dx = \frac{2}{3}$$

设Y表示对X进行3次独立观测中,观测值大于

3的次数,

则
$$Y \sim B(3, \frac{2}{3}).$$

因而有

$$P\{Y \ge 2\} = C_3^2(\frac{2}{3})^2(1-\frac{2}{3}) + C_3^3(\frac{2}{3})^3(1-\frac{2}{3})^0 = \frac{20}{27}.$$

2. *指数分布 Exponential distribution

定义 设连续型随机变量 X 的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

其中 $\lambda > 0$ 为常数,则称 X 服从参数为 λ 的指数

分布,记作 $X \sim Exp(\lambda)$.

相应的分布函数为

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

指数分布也是常用分布之一,常用它来描述各种"寿命"问题,如电子元器件的寿命,生物的寿命。

指数分布应用广泛,在日本的工业标准和美国军用标准中,半导体器件的抽验方案都是采用指数分布。此外,指数分布还用来描述大型复杂系统(如计算机)的平均故障间隔时间MTBF的失效分布。

指数分布具有"无记忆性"的特点即对于

任意的s > 0, t > 0,若 $X \sim Exp(\lambda)$,则

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

$$= e^{-\lambda(s+t)}/e^{-\lambda s} = e^{-\lambda t}$$

因此

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

正是由于指数分布具有缺乏"记忆"的特性. 因而限制 了它在机械可靠性研究中的应用,所谓缺乏"记忆",是 指某种产品或零件经过一段时间to的工作后,仍然如同新 的产品一样,不影响以后的工作寿命值,或者说,经过一 段时间to的工作之后,该产品的寿命分布与原来还未工作 时的寿命分布相同,显然,指数分布的这种特性,与机 械零件的疲劳、磨损、腐蚀、蠕变等损伤过程的实际情 况是完全矛盾的,它违背了产品损伤累积和老化这一过 程。所以,指数分布不能作为机械零件功能参数的分布 形式。

例6 设某类日光灯管的使用寿命 X 服从参数为 λ=1/2000的指数分布(单位:小时)

- (1)任取一只这种灯管, 求能正常使用1000小时以上的概率.
- (2)有一只这种灯管已经正常使用了1000小时以上,求还能使用1000小时以上的概率。

解 X的分布函数为

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{2000}x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

(1)
$$P\{X > 1000\} = 1 - P\{X \le 1000\}$$

$$=1-F(1000)$$

$$=e^{-\frac{1}{2}}\approx 0.607.$$

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{1}{2000}x}, & x \ge 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

(2)
$$P\{X > 2000 | X > 1000\} = \frac{P\{X > 2000, X > 1000\}}{P\{X > 1000\}}$$

$$= \frac{P\{X > 2000\}}{P\{X > 1000\}} = \frac{1 - P\{X \le 2000\}}{1 - P\{X \le 1000\}}$$

$$= \frac{1 - F(2000)}{1 - F(1000)} = e^{-\frac{1}{2}} \approx 0.607.$$





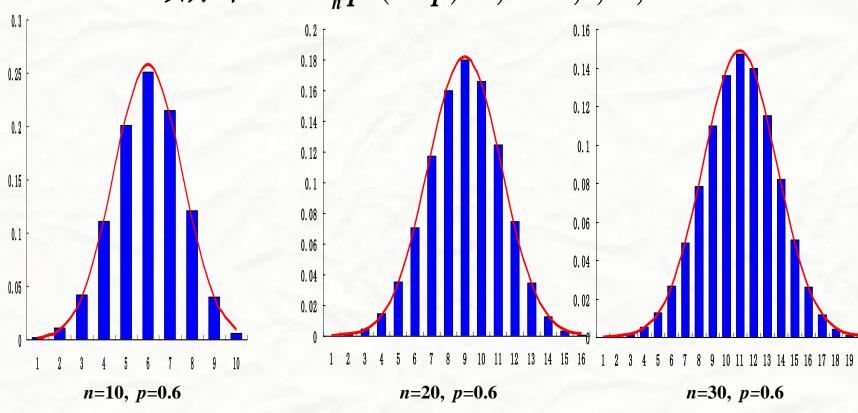




3.*****正态分布(高斯分布)Normal distribution

(0) 问题的引入

二项分布 $P=C_n^k p^k (1-p)^{n-k}, k=0,1,\dots,n$.



随着n的增加,近似程度越来越高。而且这条曲线具有中间高两边低的特点













(1) 正态分布的历史

1733年,德国数学家和天文学家棣莫佛(De Moivre)在推导二项分布的极限分布时首次提出正态分布。后来拉普拉斯(Laplace

-)将这个结论进一步完善
- ,得到著名的**棣莫佛**-拉

普拉斯中心极限定理。



棣莫佛(De Moivre) 拉普拉斯(Laplace)

参看http://songshuhui.net/archives/76501





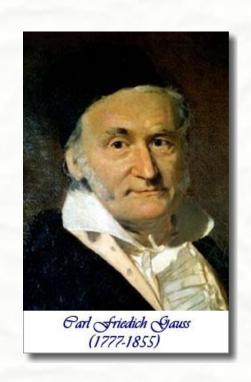






(1) 正态分布的历史

1809年,德国数学家高斯(Gauss)率先将正态分布应用于天文学研究。高斯这项工作对后世的影响极大,所以正态分布也被称为高斯分布。



参看http://songshuhui.net/archives/76501













(2) 正态分布(高斯分布)(Normal distribution)定义

若r.v X的概率密度函数为

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

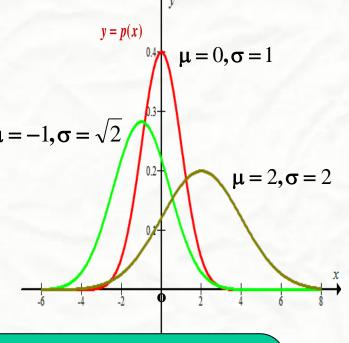
则称 X服从正态分布,记为 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$.

其中 μ 与 $\sigma(\sigma > 0)$ 为常数,

μ是正态分布的均值,

 σ 是其标准差, σ^2 是其方差.

3种不同的正态概率密度函 数曲线



曲线呈钟形!参数不同,曲线的位置和形状就不同!

(3) 正态分布的性质

1)曲线关于
$$x = \mu$$
 对称;

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

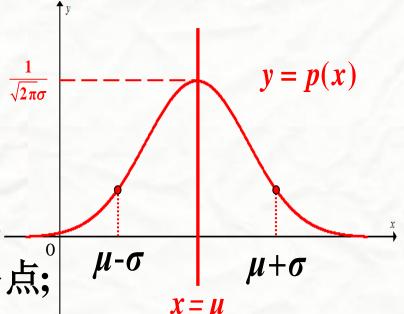
2) 当 $x = \mu$ 时, p(x)取得

最大值
$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}$$
;

3)当 $x \to \pm \infty$ 时, $p(x) \to 0$,

即曲线以 x 轴为渐近线;

4)曲线在 $x = \mu \pm \sigma$ 处有拐点;







(3) 正态分布的性质

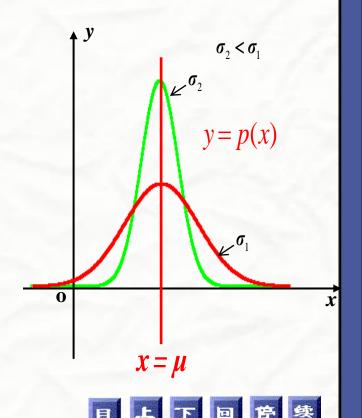
5) 当固定 σ , 改变 μ 的大小时, $p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}}$, $-\infty < x < +\infty$, p(x) 的图形形状不变,只是沿着 x 轴作平移,

μ 称为位置参数;

6) 当固定 μ , 改变 σ 的大小时,

p(x)的图形对称轴不变,而形状在改变.

- σ 越大,峰值越小,图形越平缓,
- σ 越小,峰值越大,图形越陡峭,
- σ 称为形状参数.



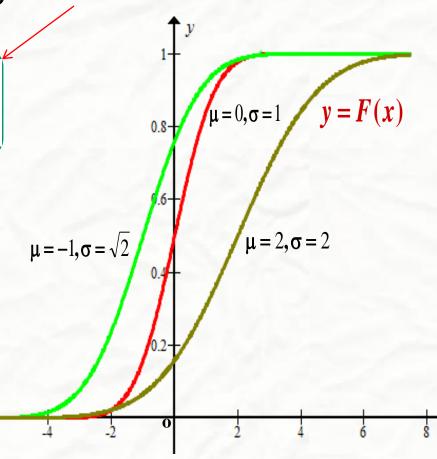
(4) 正态分布的分布函数

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

? 分布函数有无解析

表达式

没有原 函数



分布函数 没有解析 表达式, 这是唯一。 的小遗憾!

(5)标准正态分布(standard normal distribution)

当正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$ 中 $\mu=0$, $\sigma=1$ 时, 称 X服从标准正态分布,

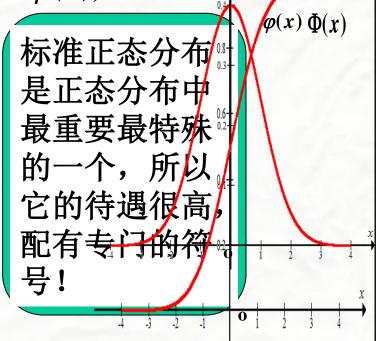
记为 $X \sim N(0,1)$,相应的密度函数记为 $\varphi(x)$,

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

相应的分布函数记为 $\Phi(x)$

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

标准正态分布 函数也无解析 表达式。

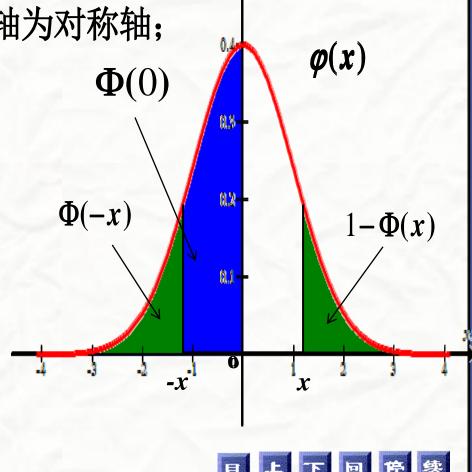


标准正态分布的特有性质:

1) $\varphi(x)$ 为偶函数, 也即以纵轴为对称轴;

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

$$\Phi(0) = 0.5.$$



3) 由
$$\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 1$$
可得 $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$.







(6)标准正态随机变量落在某个区间的概率计算

分由于标准正态分布函数没有解析表达式,如何计算标准正态随机变量落在某个区间的概率

例1 若 $X \sim N(0,1)$,求 $P\{1 < X \le 2\}$?

解
$$P{1 < X \le 2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{1}^{2} e^{-\frac{X^{2}}{2}} dx$$

= $\Phi(2) - \Phi(1)$

经查标准正态分布表,

知Φ(2) ≈ 0.9773,Φ(1) ≈ 0.8413,则

 $P{1 < X \le 2} \approx 0.9773 - 0.8413 = 0.136.$

只能借助计算机近似 得到!为此,前人利 用计算机事先已经制 定好标准正态随机变 量分布表,我们用时 只需查表即得。









少进一步,如何计算一般正态随机变量落在某个区间的概率

例2 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则

$$P\{a < X \le b\} = ?$$













一般正态分布与标准正态分布的关系

重要结论

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

证明: 先求Y的分布函数, $\forall y \in R$,

$$F_{Y}(y) = P\{Y \le y\} = P\{\frac{X - \mu}{\sigma} \le y\}$$

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

$$\frac{x - \mu}{\sigma} = t$$

$$\downarrow \downarrow$$

$$x = \mu + \sigma t$$

$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{y}e^{-\frac{t^2}{2}}dt$$

正是标准正态分布函数

所以 $Y \sim N(0,1)$.

对于任何一 般正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$, 都可通过一 个简单线性 变换转化成 标准正态分 布N(0,1)。 此变换称为 标准变换!











例2 设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则 $P\{a < X \le b\} = ?$

解由
$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0,1)$$
可得

$$P\{a < X \le b\} = P\left\{\frac{a - \mu}{\sigma} < \frac{X - \mu}{\sigma} \le \frac{b - \mu}{\sigma}\right\}$$

$$= P\left\{\frac{a-\mu}{\sigma} < Y \le \frac{b-\mu}{\sigma}\right\}$$

$$= \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$$

本例说明随机变量 X服从一般正态分 布时,如果要计算 关于它的概率问题, 则可先转化为标准 正态分布再进行计 算。









例3 若 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,求 $P\{\mu - 3\sigma < X \le \mu + 3\sigma\}$.

解 由
$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0,1)$$
可得

$$P\{\mu - 3\sigma < X \le \mu + 3\sigma\} = P\{-3 < \frac{X - \mu}{\sigma} \le 3\}$$
$$= P\{-3 < Y \le 3\} = \Phi(3) - \Phi(-3)$$

$$\Phi(3) = 0.99865$$
,则

$$P\{\mu - 3\sigma < X \le \mu + 3\sigma\} = 2\Phi(3) - 1$$
$$= 2 \times 0.99865 - 1 = 0.9973$$

由本例可以看出,如果 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则X的值落在($\mu-3\sigma, \mu+3\sigma$)之外的概率为0.0027,这就是质量管理上所谓的 6σ 原理.

(7) 正态分布的重要性

正态分布是概率统计中最重要的一种概率分布。3个主要原因:

- ightharpoonup 应用的广泛性 统计中的许多统计学方法,如 χ^2 检验, t检验,方差分析,线性回归等,都会对数据的正态性有要求;
- ▶ 完美性 正态分布的密度函数图形为光滑钟形曲线,再加上具有对称性,使得其很适合当作不少总体的机率模式。当然也有很多其它钟形且对称的分布,但都不像正态分布,在分析上如此容易驾驭;
- ▶ 奇妙性 中心极限定理是概率统计中最重要的定理 (没有之一)。由于中心极限定理,使得在很多时候,正 态分布可当做不少大样本的近似分布。

参看http://health.sohu.com/20160128/n436266142.shtml









(8) 正态分布的重要性和应用



现今德国10马克 的钞票上印有高 斯(Gauss)头像 和正态分布概率 密度曲线。这也 传达一种观点: 在高斯的一切科 学贡献中, 其对 人类文明影响最 大者,就是这一 项。

第一节的知识框架

随机变 量*r.v.* 分布函数 **F**(x)

掌握F(x) 的4条性质

分布律

离散型r.v.

分布密度函数

连续型r.v.

在不考虑密度 函数的不连续 点时 掌握密度 函数的6 条性质











内容小结

- 1. 连续型随机变量 $F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(t) dt$ F(x)为分布函数,p(x)为概率密度函数.
- 2. 常见连续型随机变量的分布

[均匀分布] 正态分布(高斯分布) 指数分布



备用题

例1-1 设连续型随机变量 X的分布函数为:

$$F(x) = A + B \arctan x - \infty < x < \infty$$

求(1)常系数A及B;

- (2)随机变量X落在(-1,1)内的概率;
- (3)随机变量X的分布密度.

解
$$(1)$$
: $F(+\infty) = A + \frac{\pi}{2}B = 1$

$$F(-\infty) = A - \frac{\pi}{2}B = 0$$

解之得
$$A=\frac{1}{2}$$
, $B=\frac{1}{\pi}$

$$(2) P\{-1 < X < 1\} = F(1-0) - F(-1)$$

$$= (\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \times \frac{\pi}{4}) - (\frac{1}{2} - \frac{1}{\pi} \times \frac{\pi}{4})$$

$$= \frac{1}{2}$$

(3)
$$p(x) = F'(x) = \frac{1}{\pi} \times \frac{1}{1+x^2}$$





例1-2 设

$$p_1(x) = \begin{cases} \frac{x}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}}, & x \ge 0, \quad (a > 0) \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

$$p_2(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}\cos x, & 0 < x < \pi, \\ 0, & \text{ 其他.} \end{cases}$$

$$p_3(x) = \begin{cases} \cos x, & -\frac{\pi}{2} < x < \frac{\pi}{2}, \\ 0, & \text{ i.e.} \end{cases}$$

(1)上面 $p_1(x)$, $p_2(x)$, $p_3(x)$ 是否为随机变量X的密度函数.

- (2) 若是X的密度函数,求出X的分布函数.
- (3)求 $P{0 \le X \le 1}$.

解 (1)因为在 $x \in (-\infty, +\infty)$ 时, $p_1(x) \ge 0$,且

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p_1(x) dx = \int_{-\infty}^{0} 0 dx + \int_{0}^{+\infty} \frac{x}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}} dx = -e^{-\frac{x^2}{2a}} = 1$$

所以 $p_1(x)$ 为X的密度函数.

因为当 $x \in (\frac{\pi}{2},\pi]$ 时, $p_2(x) = \frac{1}{2}\cos x < 0$, 所以 $p_2(x)$ 不

是X的密度函数.又

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p_3(x) dx = \int_{-\infty}^{-\frac{\pi}{2}} 0 dx + \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \cos x dx + \int_{\frac{\pi}{2}}^{+\infty} 0 dx$$

$$=\sin x\Big|_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}}=2>1$$

所以 $p_3(x)$ 不是X的密度函数.

(2)由(1)知 $p_1(x)$ 为X的分布密度,其分布函数为

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p_1(t) dt, 因为$$

$$x < 0$$
时, $p_1(x) = 0$, 所以 $F(x) = 0$

$$x \ge 0$$
时

$$F(x) = \int_{-\infty}^{0} 0 dx + \int_{0}^{x} \frac{t}{a} e^{-\frac{t^{2}}{2a}} dt = -e^{-\frac{t^{2}}{2a}} \Big|_{0}^{x} = 1 - e^{-\frac{x^{2}}{2a}}$$
综上所述
$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ -\frac{x^{2}}{2a}, & x \ge 0. \end{cases}$$

(3)求 $P{0 \le X \le 1}$ 时,可以使用分布函数F(x),也可

以使用密度函数 $p_1(x)$.则

$$P\{0 \le X \le 1\} = F(1) - F(0) = 1 - e^{-\frac{1}{2a}} - 0 = 1 - e^{-\frac{1}{2a}}$$
或

$$P\{0 \le X \le 1\} = \int_0^1 \frac{x}{a} e^{-\frac{x^2}{2a}} dx = -e^{-\frac{x^2}{2a}} \Big|_0^1 = 1 - e^{-\frac{1}{2a}}$$

例1-3 设随机变量 X 的概率密度为

$$p(x) = \begin{cases} ke^{-3x}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$$

试确定常数k,并求 $P\{X > 0.1\}$.

解 由
$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x) dx = 1 \Rightarrow \int_{0}^{+\infty} k e^{-3x} dx = 1$$

所以k=3.

$$P\{X > 0.1\} = \int_{0.1}^{+\infty} 3e^{-3x} dx = 0.7408$$









例 2-1 设 k 在(0,5)上服从均匀分布,求方程 $4x^2 + 4kx + k + 2 = 0$

有实根的概率.

解 当
$$16k^2 - 16(k+2) \ge 0$$
 时,

即
$$k^2-(k+2)=(k-2)(k+1)\geq 0$$
时,

亦即 $k \ge 2$ 或 $k \le -1$ 时,有实根,

则有实根的概率为

$$p = \int_2^5 \frac{1}{5} \, \mathrm{d} \, x = \frac{3}{5}.$$

例 5-1 某地抽样调查结果表明,考生的外语成绩 (百分制), 服从正态分布, 平均成绩为 72分, 96分以上占考生总数的2.3%, 试求考生的外语成绩在 60分至 84分之间的概率.

解 依题意,考生外语成绩 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,其中 $\mu = 72$,且 $P\{X > 96\} = 0.023$ 于是 $P\{X \le 96\} = 1 - P\{X > 96\}$ = 1 - 0.023 = 0.977

又:
$$P\{X \le 96\} = \Phi(\frac{96 - \mu}{\sigma})$$

$$= \Phi(\frac{96 - 72}{\sigma}) = \Phi(\frac{24}{\sigma})$$

$$\therefore \Phi(\frac{24}{\sigma}) = 0.977$$

查表,知 $\Phi(2) = 0.977$

由 $\Phi(x)$ 的单调增加性,得 $\frac{24}{\sigma}=2$

$$\therefore \quad \sigma = 12$$

因而 $X \sim N(72,12^2)$







故
$$P\{60 \le X \le 84\}$$

= $\Phi(\frac{84-72}{12}) - \Phi(\frac{60-72}{12})$
= $\Phi(1) - \Phi(-1)$

$$=\Phi(1)-[1-\Phi(1)]=2\Phi(1)-1$$

查表,得

$$\Phi(1) = 0.841$$

$$P\{60 \le X \le 84\} = 2 \times 0.841 - 1 = 0.682$$









例5-2 设X的密度函数为

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} e^{-(x^2+4x-4)/6}, -\infty < x < +\infty.$$

求:(1)P{1 < x < 3};

$$(2) 使 \int_{C}^{+\infty} p(x) dx = \int_{-\infty}^{C} p(x) dx 的 C.$$

解 因为
$$\frac{1}{\sqrt{6\pi}}e^{(-x^2+4x-4)/6} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{3}}e^{-(x-2)^2/(2\times 3)},$$

所以, $X \sim N(2,3)$.从而

$$P\{1 < X < 3\} = \Phi\left(\frac{3-2}{\sqrt{3}}\right) - \Phi\left(\frac{1-2}{\sqrt{3}}\right) = 2\Phi\left(\frac{\sqrt{3}}{3}\right) - 1$$











 $=2\Phi(0.5773)-1=0.438$ (査表).

(2) 要使
$$\int_{C}^{+\infty} p(x) dx = \int_{-\infty}^{C} p(x) dx$$
,则 C 为概率分布

的对称点.由正态分布的性态知 $C = \mu = 2$ 为所求.







例5-3 公共汽车车门的高度是按成年男子与门楣碰头的概率不大于0.01设计的,设成年男子身高(单位:厘米) $X \sim N(170,6^2)$,试确定车门应设计的最低高度h.

解 设车门高度为h,则应有 $P\{X > h\} \le 0.01$.

$$P\{X > h\} = 1 - P\{X \le h\} = 1 - \Phi\left(\frac{h - 170}{6}\right) \le 0.01,$$

即
$$\Phi\left(\frac{h-170}{6}\right) \ge 0.99$$
, 查表知 $\frac{h-170}{6} \ge 2.33$, 于是 $h = 170 + 2.33 \times 6 \approx 184$.

所以,车门最低高度应为184厘米.



- 例5-4 从甲地飞往乙地的航班,每天上午10:10起飞,飞行时间X服从均值是4h,标准差是20min的正态分布.
- (1) 该机在下午2:30以后到达乙地的概率是多少?
- (2) 该机在下午2:20以前到达乙地的概率是多少?
- (3) 该机在下午1:50至2:30之间到达乙地的概率是多少?
- 解 设时间单位为min,则 $X \sim N(240,20^2)$.
- (1) 所求概率为



$$P(X \ge 260) = 1 - \Phi((260 - 240)/20) = 1 - \Phi(1)$$

= 1 - 0.8413 = 0.1587.

(2) 所求概率为

$$P(X \le 250) = \Phi((250 - 240)/20) = \Phi(0.5) = 0.6915.$$

(3) 所求概率为

$$P(220 \le X \le 260) = 2\Phi(1) - 1$$

= $2 \times 0.8413 - 1 = 0.6826$.







 $p(x) = \begin{cases} \frac{1}{600} e^{-\frac{x}{600}}, & x > 0, \\ 0, & x \le 0. \end{cases}$

试求在仪器使用的最初200h内,至少有一个电子元件损坏的概率 α .

解 设 X_i (i=1,2,3)表示第i支元件的使用寿命.

 $A_i(i = 1,2,3)$ 表示事件:{在仪器使用最初200h内第i 支电子元件损坏}



 $\overline{A}_i(i=1,2,3)$ 表示事件:{在仪器使用最初200h内第i 支电子元件未损坏}

$$P(A_i) = P\{X_i \le 200\} = \int_0^{200} \frac{1}{600} e^{-\frac{1}{600}} dx = 1 - e^{-\frac{1}{3}}$$

$$\alpha = 1 - P(\overline{A}_1 \overline{A}_2 \overline{A}_3) = 1 - [1 - (1 - e^{-\frac{1}{3}})]^3 = 1 - e^{-1}$$



