

## 4.6 正态分布

定义 如果连续型随机变量 $\xi$ 的概率密度为

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

其中 $\sigma, \mu$ 为常数, 并且 $\sigma > 0$ , 则称 $\xi$ 服从正态分布, 简记作 $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ .

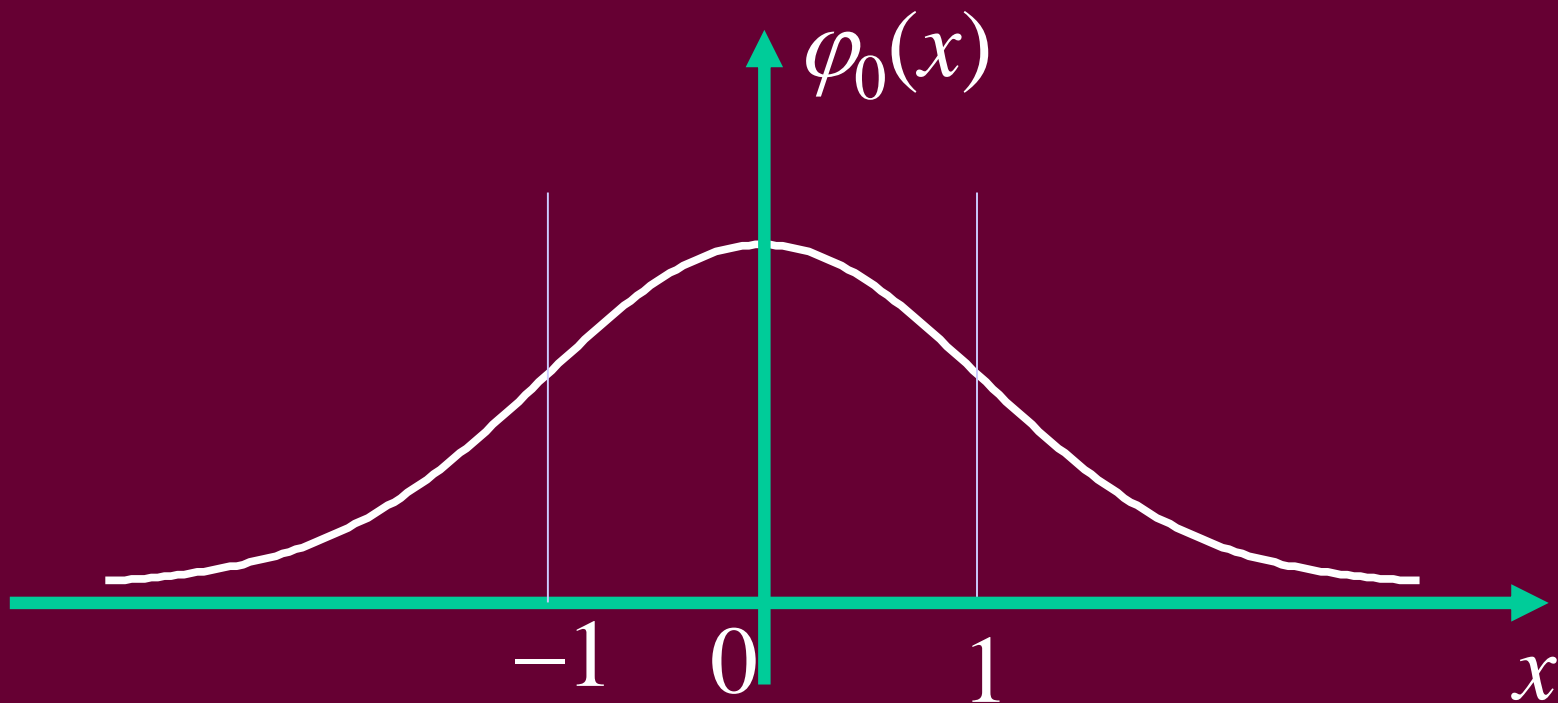
可以验证 $E\xi = \mu, D\xi = \sigma^2$

特别地, 当 $\mu=0, \sigma=1$ 时, 称其为标准正态分布, 其概率密度记为 $\varphi_0(x)$ , 这时 $\xi \sim N(0, 1)$ .

$$\varphi_0(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$\varphi_0(x)$ 的图形

$$\varphi_0(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$



$\varphi_0(x)$ 除一般概率密度的性质外,还有下列性质

(1)  $\varphi_0(x)$ 有各阶导数

(2)  $\varphi_0(-x)=\varphi_0(x)$ , 偶函数关于y轴对称

(3) 在 $(-\infty,0)$ 内严格上升,在 $(0,+\infty)$ 严格下降.在 $x=0$ 处达到最大值:

$$\varphi_0(0) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \approx 0.3989$$

(4) 在 $x=\pm 1$ 处有两个拐点;

(5)  $x$ 轴是 $\varphi_0(x)$ 的水平渐近线

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \varphi_0(x) = 0$$

可用书后附表二查出  $\varphi_0(x)$  的各个值

例1  $\xi \sim N(0,1)$ , 求  $\varphi_0(1.81)$ ,  $\varphi_0(-1)$ ,  $\varphi_0(0.57)$ ,  
 $\varphi_0(6.4)$ ,  $\varphi_0(0)$ .

解 查书后附表二可得

$$\varphi_0(1.81)=0.07754 \quad \varphi_0(-1)=\varphi_0(1)=0.2420$$

$$\varphi_0(0.57)=0.3391 \quad \varphi_0(6.4)=0$$

$$\varphi_0(0)=0.3989$$

# 一般正态分布与标准正态分布的关系

定理4.2 如果 $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\eta \sim N(0, 1)$ , 其概率密度分布记为 $\varphi(x)$ 和 $\varphi_0(x)$ , 分布函数分别记为 $\Phi(x)$ 及 $\Phi_0(x)$ , 则

$$(1) \varphi(x) = \frac{1}{\sigma} \varphi_0\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

$$(2) \Phi(x) = \Phi_0\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)$$

证

$$\begin{aligned}(1) \varphi(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \\ &= \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} = \frac{1}{\sigma} \varphi_0\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\end{aligned}$$

$$(2) \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma} \varphi_0\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) dt$$

$$\text{令 } y = \frac{t-\mu}{\sigma}, \Phi(x) = \int_{-\infty}^{\frac{x-\mu}{\sigma}} \varphi_0(y) dy = \Phi_0\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$$

定理 4.3 如果  $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 而  $\eta = (\xi - \mu) / \sigma$ , 则  $\eta \sim N(0, 1)$

证 为证明  $\eta \sim N(0, 1)$ , 只要证明  $\eta$  的概率密度为  $\varphi_0(x)$  或分布函数为  $\Phi_0(x)$  即可.

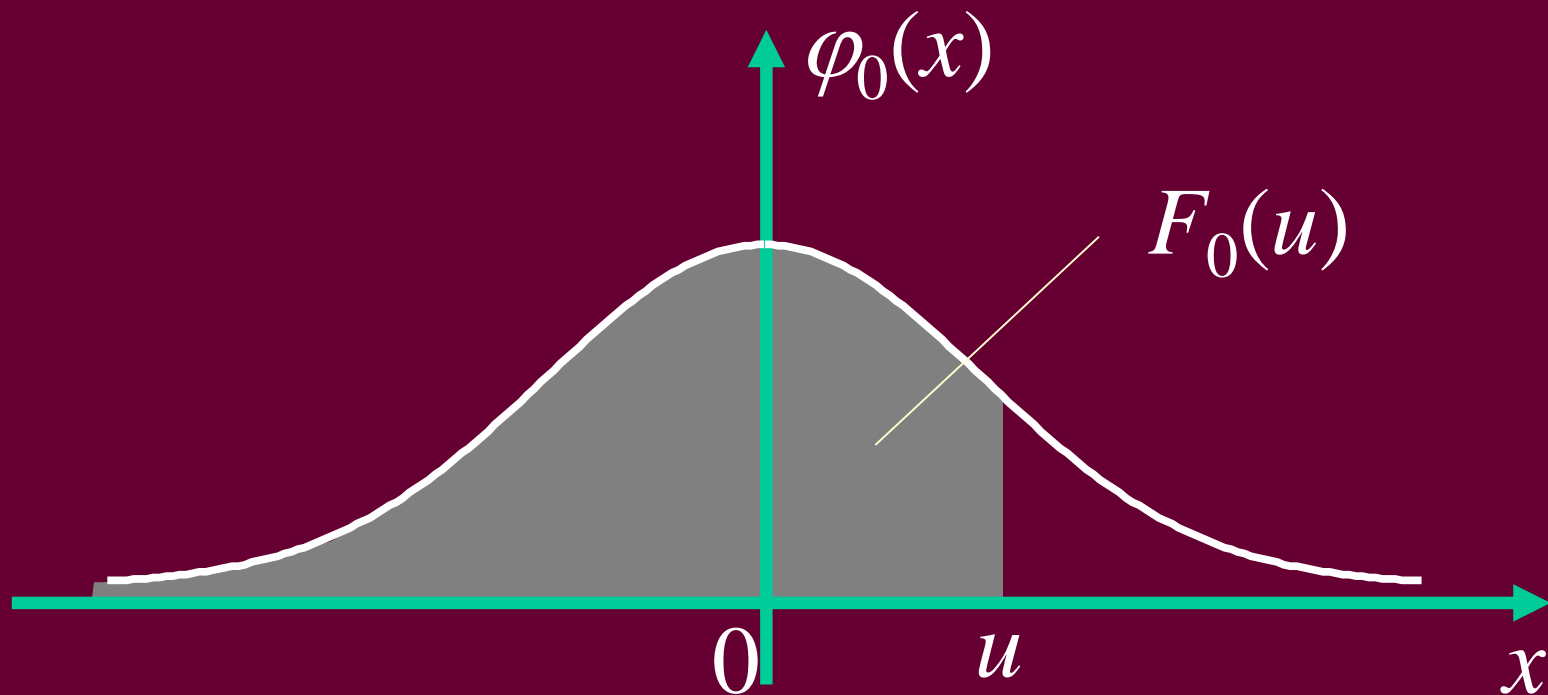
$$\begin{aligned} F_\eta(x) &= P(\eta \leq x) = P((\xi - \mu) / \sigma \leq x) \\ &= P(\xi \leq \sigma x + \mu) = \Phi(\sigma x + \mu) = \Phi_0(x) \end{aligned}$$

可以证明, 服从正态分布的随机变量  $\xi$ , 它的线性函数  $k\xi + b (k \neq 0)$  仍服从正态分布.



# 标准正态分布函数表

如果 $\xi \sim N(0,1)$ , 则对于大于零的实数 $x$ ,  $\Phi_0(x)$ 的值可以由附表三直接查到. 而对于小于零的 $x$ 则可通过对称性求得.



例2  $\xi \sim N(0,1)$ , 求  $P(\xi \leq 1.96)$ ,  $P(\xi \leq -1.96)$ ,  
 $P(|\xi| \leq 1.96)$ ,  $P(-1 < \xi \leq 2)$ ,  $P(\xi \leq 5.9)$ .

解  $P(\xi \leq 1.96) = 0.975 = \Phi_0(1.96)$

$$\begin{aligned} P(\xi \leq -1.96) &= P(\xi \geq 1.96) = 1 - P(\xi < 1.96) \\ &= 1 - 0.975 = 0.025 = 1 - \Phi_0(1.96) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(|\xi| \leq 1.96) &= P(-1.96 \leq \xi \leq 1.96) \\ &= \Phi_0(1.96) - \Phi_0(-1.96) = 2\Phi_0(1.96) - 1 = 0.95 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(-1 < \xi \leq 2) &= \Phi_0(2) - \Phi_0(-1) = \Phi_0(2) - [1 - \Phi_0(1)] \\ &= 0.81855 \end{aligned}$$

$$P(\xi \leq 5.9) = \Phi_0(5.9) = 1$$

概括起来, 如果  $\xi \sim N(0,1)$ , 则

$$P(\xi \leq x) = \begin{cases} \Phi_0(x) & x > 0 \\ 0.5 & x = 0 \\ 1 - \Phi_0(-x) & x < 0 \end{cases}$$

$$P(|\xi| \leq x) = 2\Phi_0(x) - 1 \quad (\text{当 } x > 0 \text{ 时})$$

$$P(a < \xi \leq b) = \Phi_0(b) - \Phi_0(a)$$

当  $x \geq 5$  时,  $\Phi_0(x) \approx 1$ ,

而当  $x \leq -5$  时,  $\Phi_0(x) \approx 0$

例3  $\xi \sim N(8, 0.5^2)$ , 求  $P(|\xi - 8| < 1)$  及  $P(\xi \leq 10)$

解 因为  $\xi \sim N(8, 0.5^2)$ , 所以  $(\xi - 8)/0.5 \sim N(0, 1)$

$$\begin{aligned} P(|\xi - 8| < 1) &= P\left(\left|\frac{\xi - 8}{0.5}\right| < 2\right) \\ &= 2\Phi_0(2) - 1 = 0.9545 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(\xi \leq 10) &= \Phi(10) = \Phi_0\left(\frac{10 - 8}{0.5}\right) = \Phi_0(4) \\ &= 0.99996833 \end{aligned}$$

附表中  $0.9^4 6833$  表示  $0.99996833$

例4  $\xi \sim N(\mu, \sigma^2)$ ,  $P(\xi \leq -5) = 0.045$ ,  $P(\xi \leq 3) = 0.618$ ,  
求  $\mu$  及  $\sigma$

$$\text{解 } P(\xi \leq -5) = \Phi_0\left(\frac{-5 - \mu}{\sigma}\right) = 0.045$$

$$1 - \Phi_0\left(-\frac{5 + \mu}{\sigma}\right) = \Phi_0\left(\frac{5 + \mu}{\sigma}\right) = 0.955$$

$$P(\xi \leq 3) = \Phi_0\left(\frac{3 - \mu}{\sigma}\right) = 0.618$$

$$\text{查表可得} \begin{cases} \frac{5 + \mu}{\sigma} = 1.7 \\ \frac{3 - \mu}{\sigma} = 0.3 \end{cases} \quad \text{解得 } \mu = 1.8, \sigma = 4$$

## (五) 正态分布与 $\Gamma$ -分布的关系

定理 4.4 如果 $\xi$ 服从 $N(0, 1)$ , 则 $\xi^2$ 服从 $\lambda=0.5$ ,  $r=0.5$ 的 $\Gamma$ -分布, 即  $\xi^2 \sim \chi^2(1)$

## (六) 二元正态分布

定义4.7 若二元连续型随机变量  $(\xi, \eta)$  的联合概率密度为

$$\varphi(x,y)=\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}}\cdot e^{\frac{-1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2-2\rho\frac{(x-\mu_1)(y-\mu_2)}{\sigma_1\sigma_2}+\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]}$$

(4.16)

其中  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho$  均为常数。

$\sigma_1 > 0, \sigma_2 > 0, |\rho| < 1$  时, 称  $(\xi, \eta)$  服从二元正态分布

定理 4.5 二元正态分布的边缘概率密度是一元正态分布。

由第三章的知识我们知道：  
相互独立的两个随机变量一定不相关 $\rho=0$   
但是不相关的随机变量不一定独立  
然而对于二元正态分布来说，有定理4.6成立

定理4.6 服从二元正态分布的随机变量  $(\xi, \eta)$   
它们独立的充分必要条件是 $\xi$ 与 $\eta$ 的相关系数  $\rho = 0$



定义4.8 若连续型随机变量 $\xi$ 的概率密度为

$$\varphi(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{n\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \quad (4.17)$$

称 $\xi$ 服从具有 $n$ 个自由度的 $t$ 分布，简记为 $t(n)$ 。

定义4.9 若连续型随机变量 $\xi$ 的概率密度为

$$\varphi(x)=\begin{cases} \frac{\Gamma\left(\frac{n_1+n_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right)\cdot\Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right)}\left(\frac{n_1}{n_2}\right)^{\frac{n_1}{2}}x^{\frac{n_1}{2}-1}\left(1+\frac{n_1}{n_2}x\right)^{-\frac{n_1+n_2}{2}} & x>0 \\ 0 & x\leq 0 \end{cases} \quad (4.18)$$

- 称 $\xi$ 服从具有第一个自由度为  $n_1$  ,
- 第二个自由度为 $n_2$  的F分布, 简记为  $F(n_1,n_2)$