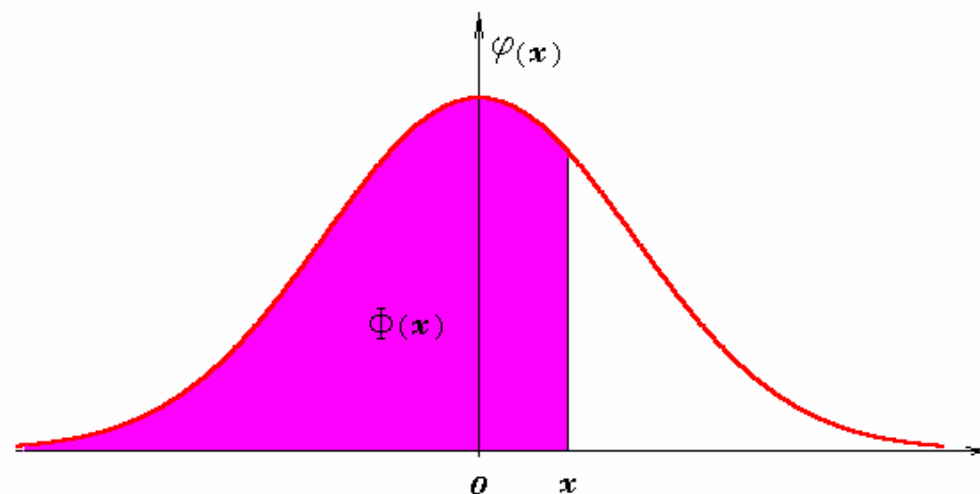


概率论与数理统计



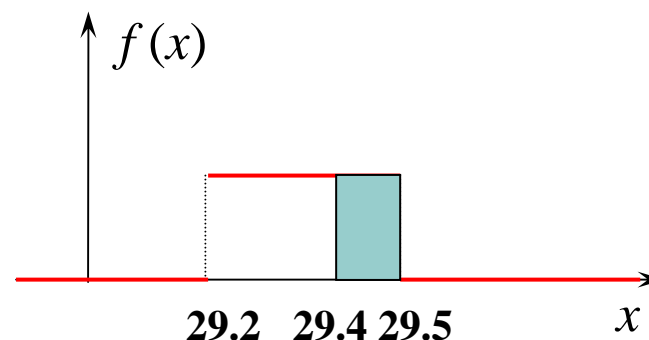
● 华中科技大学 概率统计系

叶 鹰 副教授

2.3.4 常见C. R. V. 的分布

1. 均匀分布 $X \sim U(a, b)$ (Uniform)

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



例3 (P_{54} 例2.12) 设某地区汛期的一周内最高水位 (单位: 米) $X \sim U(29.20, 29.50)$ 。求该周内最高水位超过29.40米的概率。

解

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{29.5-29.2} = \frac{10}{3}, & 29.2 \leq x \leq 29.5 \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

故

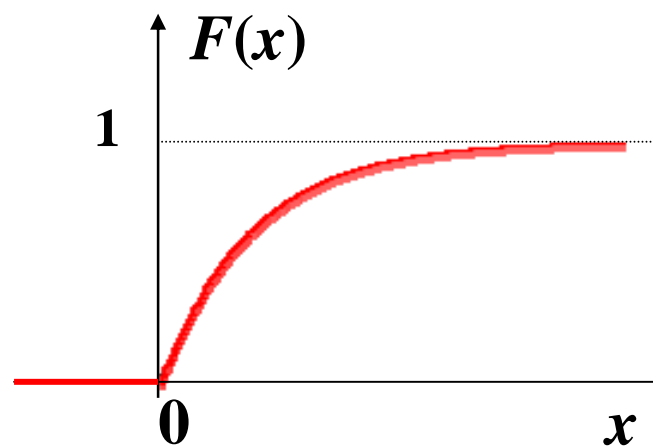
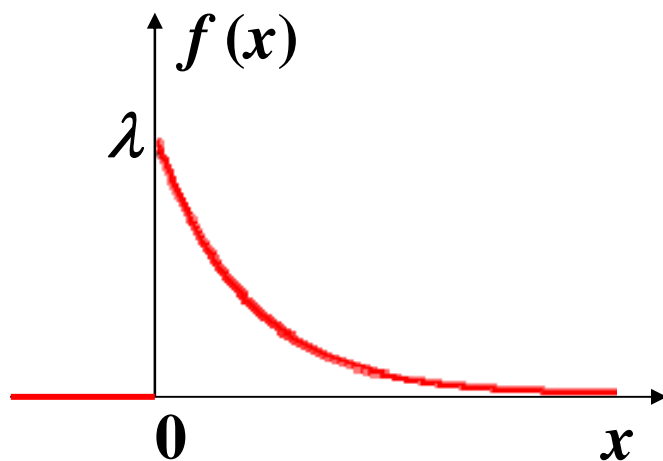
$$P(X > 29.4) = \int_{29.4}^{29.5} \frac{10}{3} dx = \frac{1}{3}$$

2. 指数分布

$X \sim \mathbf{E}(\lambda)$ (Exponent)

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

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



例4 (P₅₆例2.14) 设一大型设备在任何长为 t 时间内发生故障的次数 $N(t) \sim P(\lambda t)$ 。

- (1) 求相继两次故障之间的时间间隔 T 的概率分布；
- (2) 求在设备无故障工作8小时的条件下，再无故障工作8小时的概率 P 。

解 (1) $\underline{F(t)} = P(T \leq t) = 1 - P(T > t) = 1 - P(N(t) = 0)$

$$= 1 - \frac{(\lambda t)^0}{0!} e^{-\lambda t} = \underline{1 - e^{-\lambda t}} \quad t \geq 0$$

$t < 0$ 时, $F(t) = P(\emptyset) = \underline{0}$ 即 $T \sim E(\lambda)$

$$(2) \quad \underline{P = P(T > 16 | T > 8)} = \frac{P(T > 16, T > 8)}{P(T > 8)} = \frac{P(T > 16)}{P(T > 8)}$$

$$= \frac{1 - F(16)}{1 - F(8)} = \frac{e^{-16\lambda}}{e^{-8\lambda}} = e^{-8\lambda} = \underline{P(T > 8)} \quad \text{无记忆性}$$

例5 设某产品的寿命(正常使用的的时间) $X \sim E(\lambda)$,

(1) 已知 $\lambda=0.1$, 求 $P(X > 100)$; (2) 若 $P(X > 100) = 0.1$, 求 λ .

解 (1) $P(X > 100) = 1 - F(100)$

$$= e^{-100 \times 0.1} = 0.0000454$$

$$(2) P(X > 100) = e^{-100\lambda} = 0.1$$

$$-100\lambda = \ln 0.1, \quad \lambda = (\ln 0.1)/(-100) = 0.023$$

一般, 由 $p = P(X > a) = e^{-a\lambda}$ 知, 当 a 固定时, p 是 λ 的单调降函数, 当 p 固定时, a 也是 λ 的单调降函数, 这说明:

寿命有随着 λ 的增大而缩短的趋势。

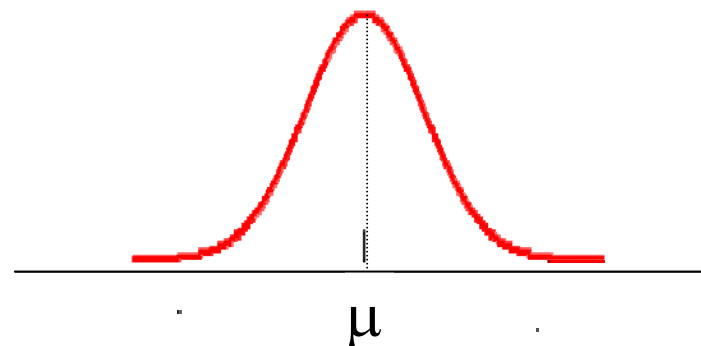
3. 正态分布

- **伽利略** (G.Galileo, 1564~1642)
《关于两个主要世界系统的对话——托雷密和哥白尼》
- **辛普森** (Thomas Simpson, 1710~1761)
《在应用天文学中取若干观察值的平均的好处》
- **拉格朗日** (J.L.Lagrange, 1736~1813)
《关于取平均方法的有用性.....》
- **拉普拉斯** (P.S.Laplace, 1749~1827)
《? ? ? 》
- **高斯** (Carl Friedrich Gauss, 1777~1855)
《绕日天体运动的理论》(1809)

3. 正态分布

$$f(x)=g(x^2)$$

$$=Ce^{-x^2}$$



$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \left[\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \right]^{\frac{1}{2}} = \left[\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dxdy \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$\begin{array}{l} x = r \cos \theta \\ y = r \sin \theta \end{array} \quad \left[\int_0^{2\pi} \int_0^{+\infty} e^{-\frac{r^2}{2}} r dr d\theta \right]^{\frac{1}{2}} = \sqrt{2\pi}$$

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

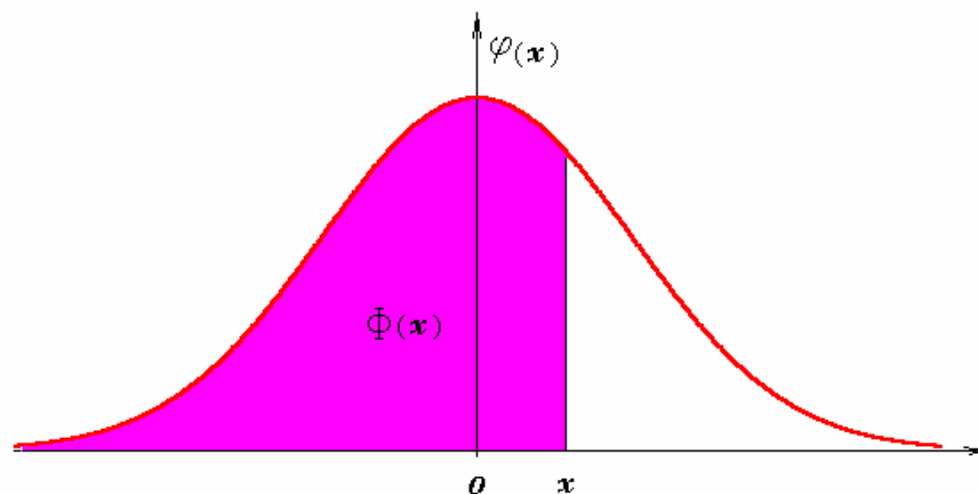
3. 正态分布

$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \text{ Normal}$$

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

标准正态分布:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$



3. 正态分布

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

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$P(a < X < b) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$\begin{aligned} t = \frac{x-\mu}{\sigma} &= \int_{\frac{a-\mu}{\sigma}}^{\frac{b-\mu}{\sigma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\ &= \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

3. 正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ $P(a < X < b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$

例5 设 $X \sim N(1, 4)$, 求 $P(X < 1)$, $P(1 < X < 5)$, $P(X < 0)$, $P(|X-1| < 2)$, $P(X > 10)$ 。

解 (1) $P(X < 1) = \Phi\left(\frac{1-1}{2}\right) - \Phi\left(\frac{-\infty-1}{2}\right) = \Phi(0) = 0.5$

一般 $P(X < \mu) = P(X > \mu) = 0.5$

(2) $P(1 < X < 5) = \Phi\left(\frac{5-1}{2}\right) - \Phi\left(\frac{1-1}{2}\right) = \Phi(2) - 0.5 = 0.4772$

(3) $P(X < 0) = \Phi\left(\frac{0-1}{2}\right) = \Phi(-0.5) = 1 - \Phi(0.5) = 0.3085$

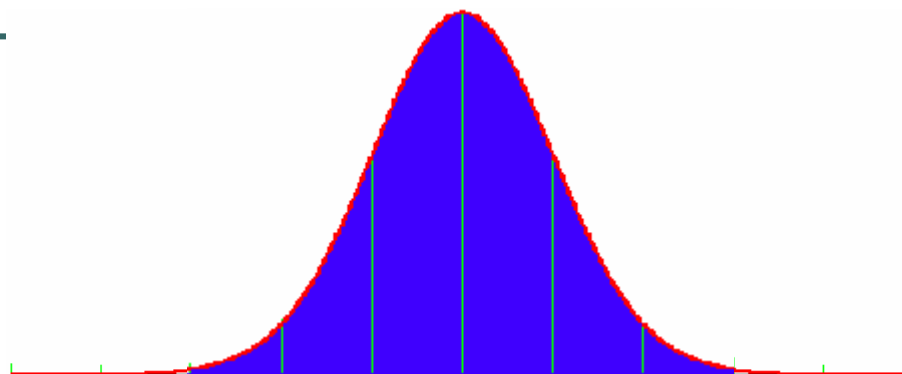
一般 $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$

(4) $P(|X-1| < 2) = P(-1 < X < 3) = \Phi(1) - \Phi(-1) = 2\Phi(1) - 1 = 0.6826$

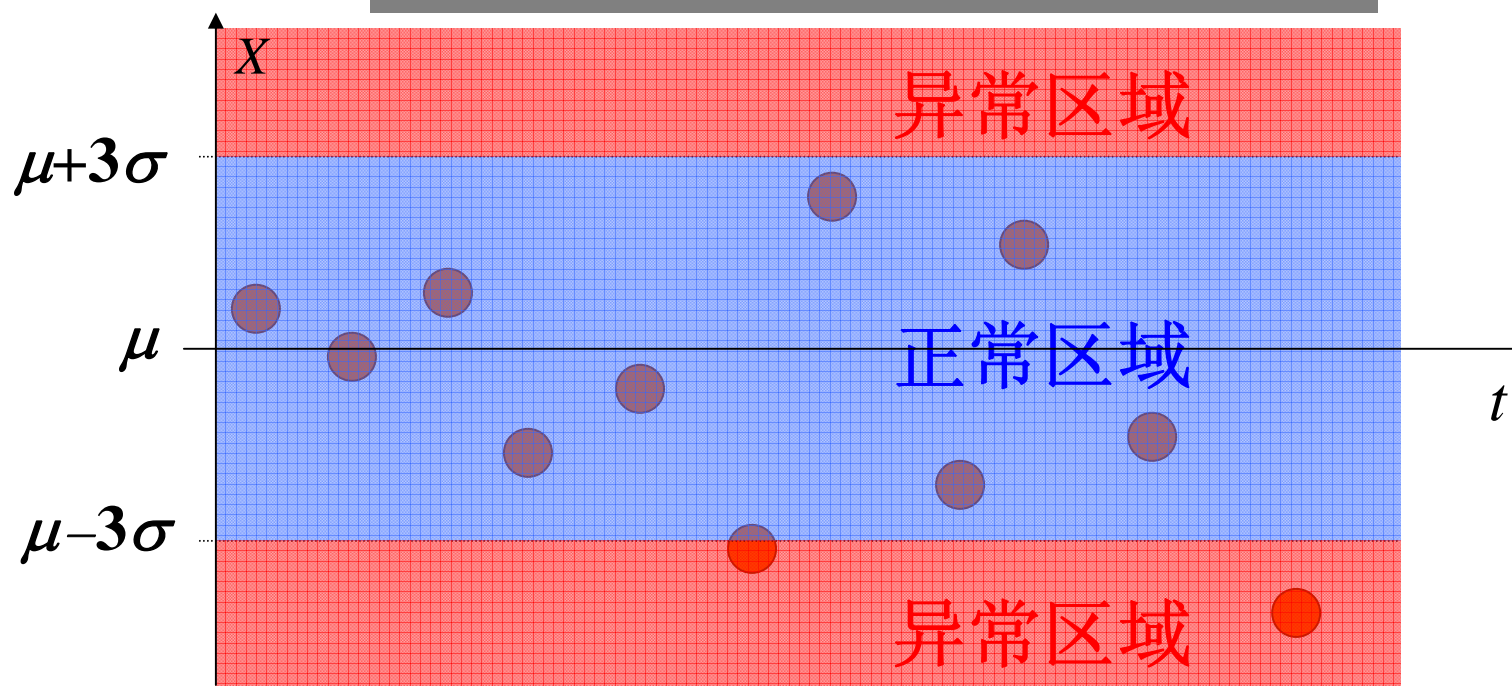
一般 $P(|X - \mu| < a\sigma) = 2\Phi(a) - 1$

(5) $P(X > 10) = 1 - \Phi\left(\frac{10-1}{2}\right) = 1 - \Phi(4.5) \approx 0$

3σ原则



a	1	2	3
$P(X-\mu <a\sigma)$	0.6827	0.9545	0.9973



例6 (P_{60} 例2.17) 由历史记录, 某地区年降雨量 $X \sim N(600, 150^2)$ (单位: mm)

- 问:(1) 明年降雨量在400mm~700mm之间的概率是多少?
(2) 明年降雨量至少为300mm的概率是多少?
(3) 明年降雨量小于何值的概率为0.1?

解 (1)
$$P(400 < X < 700) = \Phi\left(\frac{700-600}{150}\right) - \Phi\left(\frac{400-600}{150}\right)$$
$$= \Phi(0.67) - \Phi(-1.33) = 0.6568$$

(2)
$$P(X \geq 300) = 1 - \Phi\left(\frac{300-600}{150}\right) = 1 - \Phi(-2) = 0.9772$$

(3)
$$P(X < a) = \Phi\left(\frac{a-600}{150}\right) = 0.1 \Rightarrow \frac{a-600}{150} = \Phi^{-1}(0.1) = -1.285$$

$$\Rightarrow a = 407.7675$$

例7(P₃₀例2.11) 设某电路的电压 V 是随机变量且 $V \sim E(\lambda)$, 现用电压表进行测量, 电压表的最大读数为 V_0 . 以 X 记电压表的读数, 求的分布函数.

解 由题意 $X = \min(V, V_0)$, 故

$$F(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ 1 - e^{-\lambda x}, & 0 \leq x < V_0, \\ 1, & x \geq V_0. \end{cases}$$

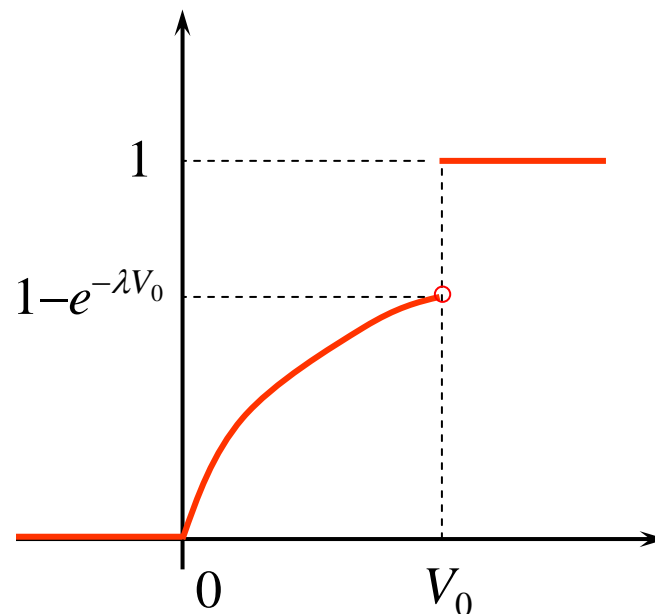
$$P(X=x) = \begin{cases} e^{-\lambda V_0}, & x = V_0, \\ 0, & x \neq V_0, \end{cases}$$

$$F_1(x) = \begin{cases} 0, & x < 0, \\ (1 - e^{-\lambda x}) / (1 - \alpha), & 0 \leq x < V_0, \\ 1, & x \geq V_0. \end{cases}$$

$$F_2(x) = \begin{cases} 0, & x < V_0, \\ 1, & x \geq V_0, \end{cases}$$

$$F(x) = (1 - \alpha)F_1(x) + \alpha F_2(x)$$

——混合型随机变量



习题讲评

练习1.5 能否把 n 个任意事件 A_1, A_2, \dots, A_n 之和表示为 n 个互斥事件之和？请给出这种表示。

解 (1) $\bigcup_{i=1}^n A_i = \sum_{i=1}^n A_i - \sum_{i \neq j} A_i A_j + \sum_{i \neq j \neq k} A_i A_j A_k - \dots + (-1)^{n-1} A_1 A_2 \dots A_n$

(2) $\bigcup_{i=1}^n A_i = \sum_{k=1}^n \bar{A}_1 \dots \bar{A}_{k-1} A_k \bar{A}_{k+1} \dots \bar{A}_n = \sum_{k=1}^n [A_k - \bigcup_{i \neq k} A_i]$

(3) $\bigcup_{i=1}^n A_i = \sum_{k=1}^n \bar{A}_1 \dots \bar{A}_{k-1} A_k = \sum_{k=1}^n [A_k - \bigcup_{i=1}^{k-1} A_i]$

(4) $\bigcup_{i=1}^n A_i = \sum_{k=1}^n A_1 \dots A_k \bar{A}_{k+1} \dots \bar{A}_n$