

## 概率统计第六讲： 常用连续分布

史灵生 清华数学系

## 1、本讲提要

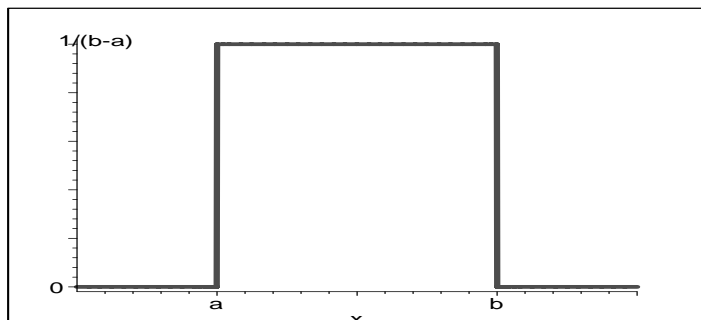
- ① 常用连续分布
  - 均匀分布、指数分布
  - 正态分布
  - $\Gamma$ 分布
- ② 函数的分布和分位数
  - 随机变量函数的分布
  - 分位数

## 2、均匀分布

例

服从区间  $(a, b)$  上的均匀分布  $U(a, b)$  的随机变量  $X$ ，其密度为

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



## 3、均匀分布的特征数

$X \sim U(a, b)$  的密度为  $p(x) = \frac{1}{b-a} I_{(a,b)}(x)$ 。

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{b-a} I_{a < x < b} dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} dx = \frac{a+b}{2}, \\ \text{Var}(X) &= EX^2 - (EX)^2 = \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx - \left( \frac{a+b}{2} \right)^2 \\ &= \frac{a^2 + ab + b^2}{3} - \frac{a^2 + 2ab + b^2}{4} \\ &= \frac{(b-a)^2}{12}. \end{aligned}$$

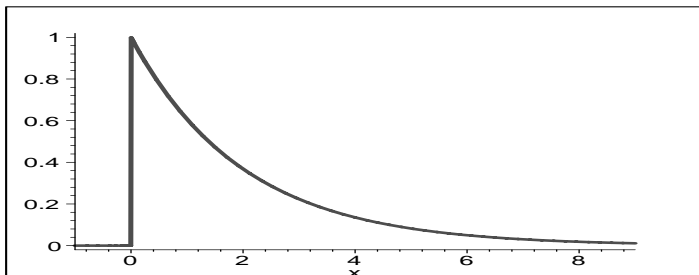
## 4、指数分布

### 定义

系统的寿命 $X$ 的密度为

$$p(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{[0, +\infty)}(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{若 } x \geq 0; \\ 0, & \text{否则。} \end{cases}$$

我们称 $X$ 服从参数为 $\lambda > 0$ 的**指数分布**，记作 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ 。



## 6、指数分布的无记忆性

### 定义

设备的寿命 $X$ 在时刻 $t$ 处的**失效率**为：

$$\lim_{h \rightarrow 0} P(t < X \leq t + h \mid X > t) / h = \lambda(t).$$

若失效率 $\lambda(t) = \lambda$ 与时间 $t$ 无关，则称 $X$ 为**无记忆**的。

### 注：

- ① 无记忆性的另一表述是： $P(X > s + t \mid X > s) = P(X > t)$ 。它等价于： $P(X > s + t) = P(X > s)P(X > t)$ ， $s, t > 0$ 。
- ② 因为指数分布的随机变量 $X$ 有 $P(X > t) = e^{-\lambda t}$ ，易见它满足(1)和无记忆性。反之，无记忆性的连续型随机变量必是指数分布的。

## 5、指数分布的特征数

$X \sim \text{Exp}(\lambda)$ 的密度为 $p(x) = \lambda e^{-\lambda x} I_{[0, +\infty)}(x)$ 。

$$EX = \int_0^{\infty} P(X > x) dx = \int_0^{\infty} e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} \int_0^{\infty} e^{-t} dt = \frac{1}{\lambda},$$

$$\begin{aligned} EX^2 &= \int_0^{\infty} P(X^2 > x) dx = \int_0^{\infty} P(X > u) 2u du \quad (x = u^2) \\ &= 2 \int_0^{\infty} u e^{-\lambda u} du = \frac{2}{\lambda} \int_0^{\infty} u \lambda e^{-\lambda u} du = \frac{2EX}{\lambda} = \frac{2}{\lambda^2}, \end{aligned}$$

$$\text{Var}(X) = EX^2 - (EX)^2 = \frac{1}{\lambda^2}.$$

## 7、无记忆的指数分布

**定理** 无记忆性的连续型随机变量必是指数分布的：

$$P(X > s + t) = P(X > s)P(X > t) \Rightarrow X \sim \text{Exp}(\lambda).$$

**证明：**

- 记 $G(t) = P(X > t)$ ，则 $G(s + t) = G(s)G(t)$ 。
- $\forall n \in \mathbb{N}$ ， $G(ns) = G(s)^n$ ，
- $\forall m \in \mathbb{N}$ ， $G(s/m) = G(s)^{1/m}$ ，
- $\forall q = n/m \in \mathbb{Q}^+$ ， $G(qs) = G(ns/m) = G(s)^{n/m} = G(s)^q$ ，
- 由 $G(t)$ 的单调性可得， $\forall s, t \in \mathbb{R}^+$ ， $G(st) = G(s)^t$ ，
- 取 $s = 1$ ，则 $G(t) = G(1)^t = e^{t \ln G(1)}$ 。
- 于是 $F(x) = P(X \leq x) = 1 - G(x) = 1 - e^{x \ln G(1)}$ 。
- 所以 $p(x) = F'(x) = -\ln G(1) e^{x \ln G(1)}$ 。
- 令 $\lambda = -\ln G(1)$ ，则 $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ 。

## 8、Poisson分布与指数分布的关系

例

在保险公司理赔问题中，将第一次理赔发生的时刻记为 $T$ ，问它的概率分布如何？

解：（回忆：保险理赔次数 $N(0, t] \sim P(\lambda t)$ 。）

$$\begin{aligned} F_T(t) &= P(T \leq t) = 1 - P(T > t) \\ &= 1 - P(N(0, t] = 0) \\ &= 1 - e^{-\lambda t}, \quad t > 0 \\ p(t) &= \lambda e^{-\lambda t}, \quad t > 0 \\ T &\sim \text{Exp}(\lambda). \end{aligned}$$

## 10、一维正态分布

设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ，记 $U = (X - \mu)/\sigma$ （为 $X$ 的**标准化**），则

$$P(U \leq u) = P(X \leq \mu + \sigma u) = \int_{-\infty}^{\mu + \sigma u} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt,$$

即 $U \sim N(0, 1)$ 。下面验证 $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$ 是概率密度：

$$\left( \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \right)^2 = \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \cdot \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \iint_{\mathbb{R}^2} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2+y^2}{2}} dx dy,$$

利用极坐标变换 $x = r \cos \theta, y = r \sin \theta$ 可求得上述二重积分为

$$= \int_0^{2\pi} \int_0^\infty \frac{r}{2\pi} e^{-\frac{r^2}{2}} dr d\theta = \int_0^\infty r e^{-\frac{r^2}{2}} dr = \int_0^\infty e^{-\frac{r^2}{2}} d(r^2/2) = 1.$$

以后记 $\Phi$ 为一维**标准**正态分布函数，即 $\Phi(u) = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ 。

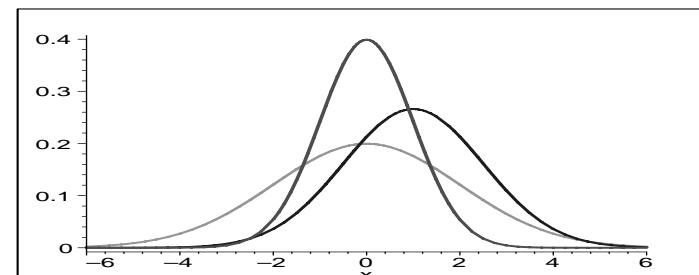
## 9、一维正态分布

定义

服从一维**正态分布** $N(\mu, \sigma^2)$ 的随机变量 $X$ ，其密度为

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

称 $N(0, 1)$ 为**一维标准正态分布**。



## 11、正态分布的特征数

设 $U \sim N(0, 1)$ ，则

$$EU = \int_{-\infty}^{\infty} u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = 0. \quad (\text{利用对称性。期望存在吗?})$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(U) &= EU^2 - (EU)^2 = EU^2 = 2 \int_0^\infty u^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \\ &= 2 \int_0^\infty u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} d\frac{u^2}{2} = -2 \int_0^\infty u d\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}\right) \\ &= 2 \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = 1. \end{aligned}$$

对一般的正态分布 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ ， $(X - \mu)/\sigma \sim N(0, 1)$ ，因此

$$EX = \mu, \quad \text{Var}(X) = \sigma^2.$$

## 12、正态分布的 $3\sigma$ 原则

- 设  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则  

$$P(|X - \mu| < k\sigma) = P(|(X - \mu)/\sigma| < k) = \Phi(k) - \Phi(-k)$$

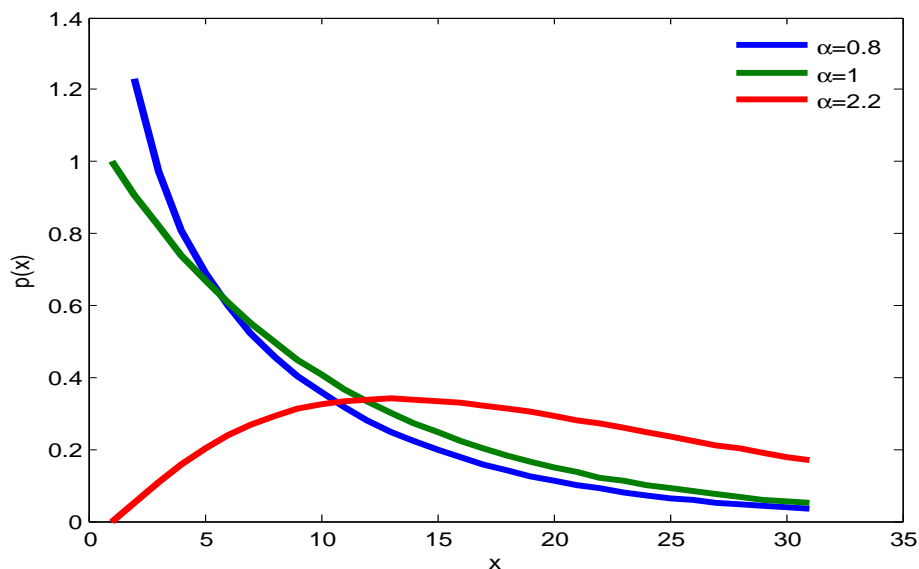
$$= 2\Phi(k) - 1 = \begin{cases} 0.6826, & k = 1; \\ 0.9545, & k = 2; \\ 0.9973, & k = 3. \end{cases}$$

(习题2.1, 19)

注:  $\Phi(x)$ 的图像关于  $(0, 1/2)$  点中心对称!

- 尽管正态变量的取值范围是所有实数, 但它的99.73%的值落在  $(\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma)$  内。此为“ $3\sigma$  原则”。

## 14、Γ分布: $p(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} I_{[0, \infty)}(x)$



## 13、Γ分布

### 定义

定义域为  $(0, \infty)$  的Γ函数为  $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ 。

### 性质

- $\Gamma(1) = 1, \Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$ ;
- $\Gamma(\alpha + 1) = \alpha\Gamma(\alpha), \alpha \in \mathbb{R}^+$ ;
- $\Gamma(n + 1) = n\Gamma(n) = n!, n \in \mathbb{N}$ 。

### 定义

若随机变量  $X$  的密度函数为

$$p(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} I_{[0, \infty)}(x),$$

则称  $X$  服从Γ分布, 记作  $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$  或  $Ga(\alpha, \lambda)$ , 其中  $\alpha > 0$  为形状参数,  $\lambda > 0$  为尺度参数。

## 15、Γ分布的特征数

$X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$  的密度函数为  $p(x) = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\lambda x} I_{[0, \infty)}(x)$ 。

$$EX = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty x^\alpha e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(\alpha + 1)}{\lambda \Gamma(\alpha)} = \alpha/\lambda,$$

$$EX^2 = \frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty x^{\alpha+1} e^{-\lambda x} dx = \frac{\Gamma(\alpha + 2)}{\lambda^2 \Gamma(\alpha)} = \alpha(\alpha + 1)/\lambda^2,$$

$$\text{Var}(X) = EX^2 - (EX)^2 = \alpha(\alpha + 1)/\lambda^2 - \alpha^2/\lambda^2 = \alpha/\lambda^2.$$

### Γ分布的特例:

- $\Gamma(1, \lambda) = \text{Exp}(\lambda)$ ;
- $\Gamma(n/2, 1/2) = \chi^2(n)$  是自由度为  $n$  的  $\chi^2$  分布。

若  $X \sim \chi^2(n)$ , 则  $EX = n, \text{Var}(X) = 2n$ 。

## 16、一般情形

已知 $X$ 的概率密度为 $p(x)$ ，求 $Y = g(X)$ 的密度。

解：先求 $Y$ 的分布 $F_Y(y)$ 再对其求导得密度 $p_Y(y)$ ，其中

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P[g(X) \leq y] = P(g(X) \in (-\infty, y]) \\ &= P(X \in g^{-1}(-\infty, y]) = \int_{g^{-1}(-\infty, y]} p(x) dx. \end{aligned}$$

例：设 $X \sim N(0, 1)$ ， $Y = X^2$ ，则 $Y \sim \chi^2(1)$ 分布。

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) \\ &= \Phi(\sqrt{y}) - \Phi(-\sqrt{y}) = 2\Phi(\sqrt{y}) - 1 \quad (y \geq 0); \\ p_Y(y) &= F'_Y = 2 \frac{d}{dy} \Phi(\sqrt{y}) = y^{-1/2} \Phi'(\sqrt{y}) = \frac{e^{-y/2}}{\sqrt{2\pi y}} \quad (y > 0). \end{aligned}$$

## 18、密度公式的错误应用

例（ $\chi^2$ 分布）

若 $X \sim N(0, 1)$ ， $Y = X^2$ ，则 $p_Y(y) = \frac{e^{-y/2}}{\sqrt{2\pi y}} \quad (y > 0)$ 。

“证明”：

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= p_X(\sqrt{y})|(\sqrt{y})'| \quad (\text{密度公式}) \\ &= \frac{e^{-y/2}}{\sqrt{2\pi}} (2\sqrt{y})^{-1} \\ &= \frac{e^{-y/2}}{2\sqrt{2\pi y}} \quad (y > 0). \end{aligned}$$

✗

错在哪？

## 17、单调函数的密度公式

定理

- 若 $y = g(x)$ 为单调连续函数且其逆函数 $x = h(y)$ 连续可微，则 $Y = g(X)$ 是连续型随机变量且密度函数为

$$p_Y(y) = p_X[h(y)]|h'(y)|, \quad y \in g(\mathbb{R}).$$

- 特别地，若 $y = ax + b$ ， $a \neq 0$ ，则 $p_Y(y) = p_X((y - b)/a)/|a|$ 。

证明：

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \int_{g^{-1}(-\infty, y]} p_X(x) dx = \int_{h(-\infty, y]} p_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^y p_X[h(z)]|h'(z)| dz. \quad (x = h(z)) \end{aligned}$$

## 19、密度公式的正确应用

例

由统计物理知分子运动速度的绝对值 $X$ 服从Maxwell 分布，其密度为

$$p(x) = \frac{4x^2}{a^3\sqrt{\pi}} e^{-x^2/a^2} I_{(0, \infty)}, \quad a > 0,$$

求分子动能 $Y = \frac{1}{2}mX^2$ （ $m$ 为分子质量）的概率密度。

解：（利用密度公式）

- $y = \frac{1}{2}mx^2 \Rightarrow x = \sqrt{2y/m}$ .
- $p_Y(y) = p(\sqrt{2y/m})|(\sqrt{2y/m})'| = \frac{4\sqrt{2y}}{m^{3/2}a^3\sqrt{\pi}} e^{-\frac{2y}{ma^2}} \quad (y > 0).$

## 20、密度公式的应用

### 定理

- ① 若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则  $Y = aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$ 。
- ② 若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 则  $Y = e^X \sim LN(\mu, \sigma^2)$  **对数正态分布**,

$$p_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}y\sigma} e^{-\frac{(\ln y - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad y > 0.$$

- ③ 若  $X \sim \Gamma(\alpha, \lambda)$ , 则  $Y = kX \sim \Gamma(\alpha, \lambda/k)$ , 其中  $k > 0$ ;  
特别的,  $2\lambda X \sim \chi^2(2\alpha)$ 。
- ④ 若  $X$  的分布函数  $F(x)$  为严格单调增的连续函数,  
则  $Y = F(X) \sim U(0, 1)$ 。

$$\begin{aligned} 4) \quad F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P[F(X) \leq y] = P[X \leq F^{-1}(y)] \\ &= F(F^{-1}(y)) = y, \quad y \in (0, 1). \end{aligned}$$

问: 若  $F(x)$  非严格单调增, 则情况又如何?

## 21、分位数

### 定义

对连续随机变量  $X$  和任意  $p \in (0, 1)$ , 称满足条件

$$F(x_p) = \int_{-\infty}^{x_p} p(x) dx = p$$

的  $x_p$  为此分布的 (**下侧**)  **$p$ 分位数**;  $x'_p := x_{1-p}$  为此分布的 **上侧  $p$ 分位数**;  $x_{0.5}$  为此分布的 **中位数**。

### 性质

- ①  $x_p = x'_{1-p}$ ;
- ② 若  $N(0, 1)$  的  $p$ 分位数为  $u_p$ , 则  $N(\mu, \sigma^2)$  的  $p$ 分位数

$$x_p = \mu + \sigma u_p.$$

证明 (2):  $F(x_p) = \Phi((x_p - \mu)/\sigma) = p \Rightarrow (x_p - \mu)/\sigma = u_p$ 。