

通信原理 (甲)

第2章 2.2 随机变量

§ 2.2 随机变量

一、随机变量

$$\{X, \mathcal{X}, p(x)\}$$

$$\{(X, Y), \mathcal{X} \times \mathcal{Y}, p(x, y)\}$$

$$p(x, y) = p(x)p(y|x), \text{ 当 } X, Y \text{ 独立时 } p(x, y) = p(x)p(y)$$

二、分布函数

$$F_X(x) = P_r\{X \leq x\}$$

三、概率分布密度

$$p_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$

$$P_r\{a \leq x \leq b\} = \int_a^b p_X(x) dx$$

$$\begin{cases} p_X(x) \geq 0 \\ \int_{-\infty}^{\infty} p_X(x) dx = 1 \end{cases}$$

2/12

可以用 δ 函数表示离散随机变量的概率密度函数,

$$f(x) = \sum_{k=1}^K p_k \cdot \delta(x - x_k)$$

两个随机变量的联合分布与分布密度

$$F_{XY}(x, y) = \Pr(X \leq x, Y \leq y)$$

$$f_{XY}(x, y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{XY}(x, y)$$

在 $X = x$ 给定条件下, 随机变量 Y 的条件概率密度定义为:

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)}, & f_X(x) \neq 0, \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

3/12

四、随机变量函数——由一个分布通过函数转移到另一个分布

设 X 是一个随机变量, $Y = g(X)$ 是新的随机变量

$$F_Y(y) = \Pr(g(X) \leq y)$$

$$f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy}$$

解方程 $y=g(x)$

1. 方程无实根, 表明 $g(x)=y$ 的概率为0;
2. 方程有 n 个实根

$$f_Y(y) = \sum_{k=1}^n \frac{f_X(x_k)}{|g'(x_k)|}$$

其中 x_1, x_2, \dots, x_n 是 $y = g(x)$ 实根

$$y = g(x_1) = g(x_2) = g(x_3) = \dots = g(x_n)$$

4/12

设 X 和 Y 是两个随机变量，具有概率密度 $f_{XY}(x, y)$ ，定义两个新随机变量：

$$Z = g(X, Y)$$

$$W = h(X, Y)$$

$$F_{ZW}(z, w) = \Pr(g(X, Y) \leq z, h(X, Y) \leq w)$$

$$f_{ZW}(z, w) = \frac{\partial^2}{\partial z \partial w} F_{ZW}(z, w)$$

求解方式与一维情况相同

设 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ 为下方方程组解

$$g(x, y) = z$$

$$h(x, y) = w$$

$$f_{ZW}(z, w) = \sum_{k=1}^n \frac{f_{XY}(x_k, y_k)}{|J(x_k, y_k)|}$$

由 x 和 y 的联合概率密度函数
求解 z 和 w 的联合概率密度函数
例2.2.3详述

$$J(x_k, y_k) = \begin{vmatrix} \frac{\partial g}{\partial x} & \frac{\partial g}{\partial y} \\ \frac{\partial h}{\partial x} & \frac{\partial h}{\partial y} \end{vmatrix}_{x=x_k, y=y_k}$$

雅克比矩阵

5/12

五、随机变量的数字特征

1. 数学期望（均值）

$$E[X] = \bar{X} = \int_{-\infty}^{\infty} x p_X(x) dx$$

当 X 、 Y 独立时， $E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$

2. 方差

$$D(X) \triangleq \sigma_X^2 = E[(X - E(X))^2]$$

$$= E(X^2) - [E(X)]^2$$

$$D(X) = \int_{-\infty}^{\infty} [X - E(X)]^2 p_X(x) dx$$

3. 矩

$$m_X^n = E[X^n] = \int_{-\infty}^{\infty} x^n p_X(x) dx$$

4. 特征函数

$$E[e^{juX}] = \int_{-\infty}^{\infty} e^{juX} \cdot p_X(x) dx$$

6/12

六、几个常用的分布

1. $[a, b]$ 上均匀分布

应用场景：当对某个连续量只知道取值范围

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

$$E(X) = (b+a)/2, \quad D(X) = (b-a)^2/12$$

2. Rayleigh分布

应用场景：在衰落信道中，幅度衰减用Rayleigh变量模型

$$p_X(x) = \begin{cases} \frac{x}{\sigma^2} \exp\left\{-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right\}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

$$E(X) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma, \quad D(X) = \frac{4-\pi}{2}\sigma^2$$

7/12

3. Guassian分布（正态分布）

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

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

$$E(X) = a, \quad D(X) = \sigma^2$$

当 $a=0, \sigma^2=1$ 时，称为标准正态分布

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

注意：几个重要积分

概率积分： $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$

误差函数： $\text{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt$

余误差函数： $\text{erfc}(x) = 1 - \text{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_x^\infty e^{-t^2} dt$

$$\text{erfc}(x) \approx \frac{1}{\sqrt{\pi}x} \exp(-x^2)$$

8/12

$Q(x)$ 函数

$$Q(x) = 1 - \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_x^\infty e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

几个关于 $Q(x)$ 不等式

$$Q(x) \leq \frac{1}{2} e^{-x^2/2}, \quad \forall x \geq 0$$

$$Q(x) < \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} e^{-x^2/2}, \quad \forall x \geq 0$$

$$Q(x) > \frac{1}{\sqrt{2\pi}x} \left(1 - \frac{1}{x^2}\right) e^{-x^2/2}, \quad \forall x \geq 0$$

圆对称复Gaussian (ZMCSCG)随机变量, 记为 $Z \sim \text{CN}(0, \sigma^2)$

$$Z = X + jY$$

$$X \sim \text{N}(0, \sigma^2/2) \quad Y \sim \text{N}(0, \sigma^2/2)$$

9/12

4. 中心 χ^2 分布随机变量:

若 $Y = \sum_{k=1}^K X_k^2$, 其中 $\{X_k\}$ 是 K 个独立同分布 Gaussian 随机变量 $\text{N}(0, \sigma^2)$,

则称 Y 为自由度为 K 的中心 χ^2 分布随机变量。

非中心 χ^2 分布随机变量:

若 $Y = \sum_{k=1}^K X_k^2$, 其中 $\{X_k\}$ 是 K 个独立 Gaussian 随机变量 $\text{N}(\mu_k, \sigma^2)$,

则称 Y 为自由度为 K 的非中心 χ^2 分布随机变量。

10/12

七、切比雪夫(Chebychev)不等式与契尔诺夫(Chernof)界

估计误码率

切比雪夫不等式:

设 X 是均值为 m_x , 方差为 σ_x^2 的任意随机变量。则对任何正数 $\delta > 0$,

$$\Pr(|X - m_x| \geq \delta) \leq \frac{\sigma_x^2}{\delta^2}$$

缺点:

尾部概率较为宽松

[证明] 随机变量的方差定义为

$$\begin{aligned}\sigma_x^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_x)^2 p_X(x) dx \geq \int_{|x - m_x| \geq \delta} (x - m_x)^2 p_X(x) dx \\ &\geq \delta^2 \int_{|x - m_x| \geq \delta} p_X(x) dx \\ &= \delta^2 \Pr(|X - m_x| \geq \delta)\end{aligned}$$

11/12

契尔诺夫界: 对任意随机变量 Y , 定义

$$g(Y) = \begin{cases} 1 & Y \geq \delta \\ 0 & Y < \delta \end{cases}$$

对任何正数 $\lambda > 0$, $g(Y) \leq e^{\lambda(Y-\delta)}$, 所以 $g(Y)$ 的平均值为

$$E[g(Y)] = \Pr(Y \geq \delta)$$

$$\Pr(Y \geq \delta) \leq E\{e^{\lambda(Y-\delta)}\}$$

通过选正数 $\lambda > 0$ 使上式右边最小化, 从而得到最紧的上界,

$$\frac{d}{d\lambda} E\{e^{\lambda(Y-\delta)}\} = 0$$

得最佳值 λ^* 满足方程,

$$E(Ye^{\lambda^* Y}) - \delta E(e^{\lambda^* Y}) = 0$$

$$\Pr(Y \geq \delta) \leq e^{-\lambda^* \delta} E\{e^{\lambda^* Y}\}$$

12/12