

# 概率论与数理统计第五次作业

麻超 201300066

南京大学人工智能学院

2021 年 10 月 17 日

## 4.1.18

$X$  的分布函数为  $F(x) = P(X \leq x)$ .

当  $x < 0$  时,  $F(x) = 0$ ;

当  $x > a$  时, 由题意可知  $F(x) = 1$ .

当  $0 \leq x \leq a$  时, 由题意,  $P(0 \leq X \leq x) = kx$ .

由于只在区间  $[0, a]$  上投掷, 所以有  $P(0 \leq X \leq a) = ka = 1$ , 故  $k = \frac{1}{a}$ .

所以得到:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x}{a}, & 0 \leq x < a \\ 1, & x \geq a. \end{cases}$$

## 4.1.19

解:(1):  $P(\text{至多三分钟}) = P(X \leq 3) = F_X(3) = 1 - e^{-1.2}$

(2):  $P(\text{至少 4 分钟}) = 1 - P(X < 4) = 1 - P(X \leq 4) = 1 - F_X(4) = e^{-1.6}$

(3):  $P(3-4 \text{ 分钟之间}) = P(3 < X \leq 4) = F_X(4) - F_X(3) = e^{-1.2} - e^{-1.6}$

(4):  $P(\text{至多 4 分钟或至少 3 分钟}) = 1 - P(3 < X < 4) = 1 - e^{-1.2} + e^{-1.6}$ .

(5):  $P(\text{恰好 2.5 分钟}) = 0$

### 4.1.20

1

$$P(X < 2) = P(X \leq 2) = F_X(2) = \ln 2$$

$$P(0 < X \leq 3) = F_X(3) - F_X(0) = 1$$

$$P(2 < X < 2.5) = P(2 < X \leq 2.5) = F_X(2.5) - F_X(2) = \ln \frac{5}{2} - \ln 2 = \ln \frac{5}{4}$$

2

在  $f_X(x)$  的连续点处有  $f_X(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$

故有:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x}, & 1 < x \leq e \\ 0, & x \leq 1 \text{ or } x > e \end{cases}$$

### 4.1.21

1

由于概率密度函数  $f(x)$  在  $(-\infty, 1) \cup (2, \infty)$  处都等于 0, 故有:

当  $x < 1$  时,  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^x 0 dx = 0$ ,

当  $x > 2$  时,  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = 1 - \int_x^{\infty} 0 dx = 1$ ,

当  $x \in [1, 2]$  时

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_{-\infty}^1 0 dx + \int_1^x 2(1 - \frac{1}{x^2}) dx \\ &= 2(x + \frac{1}{x} \Big|_1^x) = 2(x + \frac{1}{x} - 2) \end{aligned}$$

所以分布函数  $F(x)$  是:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 1 \\ 2(x + \frac{1}{x} - 2), & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$$

## 2

$f(x)$  在  $x < 0, x \geq 2$  处都等于 0, 故

当  $x < 0$  时,  $F(x) = 0$ , 当  $x \geq 2$  时,  $F(x) = 1$ .

当  $0 \leq x < 1$  时

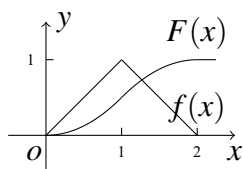
$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_0^x x dx = \frac{x^2}{2}$$

当  $1 \leq x < 2$  时

$$\begin{aligned} F(x) &= \int_{-\infty}^x f(x) dx = \int_0^1 x dx + \int_1^x (2-x) dx \\ &= \frac{1}{2} + \left( 2x - \frac{x^2}{2} \right) \Big|_1^x = 2x - \frac{x^2}{2} - 1 \end{aligned}$$

故所求分布函数为:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \frac{x^2}{2}, & 0 \leq x < 1 \\ 2x - \frac{x^2}{2} - 1, & 1 \leq x < 2 \\ 1, & x \geq 2 \end{cases}$$



## 4.1.23

任取一只该种零件, 其寿命大于 1500h 的概率为

$$p = \int_{1500}^{\infty} \frac{1000}{x^2} dx = -\frac{1000}{x^2} \Big|_{1500}^{\infty} = \frac{2}{3}$$

记其中寿命大于 1500 小时的只数为  $X$ , 则  $X \sim b(5, 2/3)$ .

故所求概率为

$$\begin{aligned} P(X \geq 2) &= 1 - P(X \geq 0) - P(X \geq 1) \\ &= 1 - \left(\frac{1}{3}\right)^5 - \binom{5}{1} \frac{2}{3} \left(\frac{1}{3}\right)^4 \\ &= \frac{232}{243} \end{aligned}$$

#### 4.1.24

顾客等待超过 10min 的概率为

$$P = \int_{10}^{\infty} f_X(x) dx = \int_{10}^{\infty} \frac{1}{5} e^{-\frac{x}{5}} dx = e^{-2}$$

故 Y 服从二项分布, 即  $Y \sim b(5, e^{-2})$ . Y 的分布律为

$$\begin{aligned} P(Y = k) &= \binom{5}{k} e^{-2k} (1 - e^{-2})^{5-k}, k = 0, 1, 2, 3, 4, 5 \\ P(Y \geq 1) &= 1 - P(Y = 0) = 1 - (1 - e^{-2})^5 \end{aligned}$$

#### 4.1.25

若要让原式有实根, 则需要满足  $\Delta = 16K^2 - 16K - 32 \geq 0$ .

即需要满足  $(K+1)(K-2) \geq 0$

解得  $K \geq 2$  or  $K \leq -1$

假设 K 在区间 (0,5) 上服从均匀分布, 则有实根的概率  $P = \frac{3}{5}$

#### 4.1.18(P115)

$$E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx = \int_0^{\infty} \frac{x^2}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}$$

令  $t = x^2/(2\sigma^2)$ , 得到

$$E(x) = \sqrt{2}\sigma \int_0^\infty \sqrt{t}e^{-t} dt$$

$$\text{令 } \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$$

$$\text{则 } \Gamma(\alpha+1) = \alpha\Gamma(\alpha)$$

于是有

$$E(X) = \sqrt{2}\sigma\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{2}\sigma\frac{1}{2}\Gamma(\frac{1}{2}) = \sqrt{\frac{\pi}{2}}\sigma$$

$$E(x^2) = \int_{-\infty}^\infty x^2 f(x) dx$$

同理可以得到

$$E(X^2) = 2\sigma^2$$

$$Var(X) = E(X^2) - E(X)^2 = 2\sigma^2 - \frac{\pi}{2}\sigma^2 = \frac{4-\pi}{2}\sigma^2$$

## 4.2

设长方形的宽为  $b$ , 长为  $a$ , 则  $a*b = 10, a = \frac{10}{b}$

周长  $l = (a+b)*2 = 2(b+10/b)$ . 所以

$$E(l) = 2E(b) + 2E(10/b) = 2(E(b) + 10E(b^{-1}))$$

$$E(b) = \frac{a+b}{2} = 1$$

$$E(b^{-1}) = \int_{-\infty}^\infty t^{-1} f(t) dt = \frac{1}{2} \int_0^2 t^{-1} dt = \infty$$

所以  $E(l) = \infty$

欲求方差, 则因为  $Var(x) = E(x^2) - E(x)^2$

$$E(x^2) = \int_{-\infty}^\infty t^2 f(t) dt = \frac{1}{2} \int_0^2 t^2 dt = \frac{3}{4}$$

故其方差依然不存在.

### 4.3

易知 A 一定大于 0. 由于

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = \int_0^{\infty} A e^{-t} dt = [-A e^{-t}]_0^{\infty} = 1$$

故一定有  $A=1$ .

所以有当  $x \geq 0$  时,  $f(x) = e^{-x}$ .

$$E(Y) = E(e^{-2x}) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-x} \cdot e^{-2x} dx = -\frac{1}{3} e^{-3x} \Big|_0^{\infty} = \frac{1}{3}$$

### 4.4

正态分布的随机变量 X 的概率密度满足

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

由概率密度函数的规范性, 考虑

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

考虑到在固定的正态分布中,  $\mu, \sigma$  都是确定的值, 故原式与下式相等

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

令  $(x-\mu)/\sigma = t$ , 得到:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \\ &= \frac{1}{2\pi} \cdot I \\ & I^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(t^2+u^2)/2} dt du \end{aligned}$$

利用极坐标转化为累次积分, 得到

$$I^2 = \int_0^{2\pi} \int_0^\infty r e^{-r^2/2} dr d\theta = 2\pi$$

由于  $I > 0$ , 故  $I = \sqrt{2\pi}$ , 即

$$\int_{-\infty}^\infty e^{-t^2/2} dt = \sqrt{2\pi}$$

所以有

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^\infty e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^\infty e^{-t^2/2} dt = 1$$

于是有

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} = \int_{-\infty}^\infty e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$