

概率论与数理统计第7、8次作业

161220049 黄奕诚

April 25, 2018

教材习题二

12.

(1) 因为

$$\int_{-\infty}^{+\infty} p(x)dx = 1$$

故

$$\int_0^1 Ax^3 dx = 1$$

解得

$$A = 4$$

(2)

$$F(x) = \int_{-\infty}^x p(t)dt =$$

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

$$F(x) = \int_0^x 4t^3 dt = x^4$$

因此

$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0 \\ x^4 & 0 < x < 1 \\ 1 & x \geq 1 \end{cases}$$

(3) $P(X < B) = F(B)$, $P(X > B) = 1 - F(B)$. 若 $P(X < B) = P(X > B)$, 则有 $F(B) = 1/2$. 由此可知 $B = \sqrt[4]{1/2}$.

17.

(1) 设电子元件损坏为事件 A . 该电子元件损坏的概率为 $p(A)$, 因为电源电压 $X(V)$ 服从正态分布 $N(220, 25^2)$, 所以可知

$$\begin{aligned} p(A) &= 0.1 \times F(200) + 0.001 \times [F(240) - F(200)] + 0.2 \times [1 - F(200)] \\ &= 0.099F(200) - 0.199F(240) + 0.2 \\ &= 0.099\Phi\left(\frac{200-220}{25}\right) - 0.199\Phi\left(\frac{240-220}{25}\right) + 0.2 \\ &= 0.299 - 0.298\Phi\left(\frac{4}{5}\right) \\ &\approx 0.299 - 0.298 \cdot 0.7881 \\ &= 0.0641 \end{aligned}$$

(2) 设电压介于200到240V之间的概率为 p_1 . 则

$$\begin{aligned} p_1 &= P(200 \leq X \leq 240|A) = \frac{P(200 \leq X \leq 240, A)}{P(A)} \\ &= \frac{0.001 \times P(200 \leq X \leq 240)}{0.0641} \\ &\approx 0.009 \end{aligned}$$

故此时电压介于200-240V的概率为0.009

21.

$$P(Y \leq x) = P(2X + 4 \leq x) = P(X \leq \frac{x-4}{2})$$

于是 Y 的分布函数

$$F(x) = \int_{-\infty}^{(x-4)/2} p(t)dt = \int_{-\infty}^{(x-4)/2} \frac{1}{4\sqrt{\pi}} e^{-\frac{1}{16}(t-2)^2} dt$$

所以

$$p(x) = F'(x) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4\sqrt{\pi}} e^{-\frac{1}{16}(\frac{x-4}{2}-2)^2} = \frac{1}{8\sqrt{\pi}} e^{-\frac{1}{64}(x-8)^2}$$

24.

$$P(Y \leq x) = P(1 - \sqrt[3]{X} \leq x) = P(X \geq (1-x)^3) = 1 - P(X \leq (1-x)^3)$$

于是Y的分布函数

$$F(x) = 1 - \int_{-\infty}^{(1-x)^3} \frac{dt}{\pi(1+t^2)}$$

因此

$$p(x) = F'(x) = \frac{3(1-x)^2}{\pi[1+(1-x)^6]}$$

教材习题三

4.

(1)

$$\begin{aligned} P(X > 2Y) &= \int_0^1 \int_0^{\frac{x}{2}} (2-x-y) dy dx \\ &= \int_0^1 dx \int_0^{\frac{x}{2}} (2-x-y) dy \end{aligned}$$

设 $u = x + y$, 则有 $y = u - x$. 于是

$$\begin{aligned} P(X > 2Y) &= \int_0^1 dx \int_x^{\frac{3x}{2}} (2-u) du \\ &= \int_0^1 (x - \frac{5x^2}{8}) dx \\ &= \frac{1}{2} - \frac{5}{24} \\ &= \frac{7}{24} \end{aligned}$$

(2) $F(z) = P(X + Y \leq z)$. 当 $z \leq 0$ 时, 由于此时 $p(x, y) = 0$, 因此 $p_Z(z) = 0$. 当 $z \geq 2$ 时, 有

$$F(z) = \int_0^1 \int_0^1 p(x, y) dx dy$$

它是常数, 导数为0, 因此此时 $p_Z(z) = 0$. 当 $1 \leq z < 2$ 时, x 可以取遍 $z-1$ 到1中的数, 故

$$p_Z(z) = \int_{z-1}^1 p(x, z-x) dx = (2-z)^2$$

当 $0 < z \leq 1$ 时,

$$p_Z(z) = \int_0^z p(x, z-x) dx = z(2-z)$$

综上所述,

$$p_Z(z) = \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ z(2-z) & 0 < z \leq 1 \\ (2-z)^2 & 1 < z \leq 2 \\ 0 & z > 2 \end{cases}$$

5.

(1) 由全概率公式可知

$$p_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dy = 2x (0 < x < 1)$$

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p(x, y) dx = \int_{\frac{y}{2}}^1 dx = 1 - \frac{y}{2} (0 < y < 2)$$

(2) 当 $z \leq 0$ 或 $z \geq 2$ 时, 有 $F(z) = 0$, 故 $p_Z(z) = 0$. 当 $0 < z < 2$ 时,

$$\begin{aligned} F(z) &= \int_0^1 \int_0^{2x} dx dy - \int_{z/2}^1 \int_0^{2-z} dx dy \\ &= 1 - \frac{1}{2} (1 - \frac{z}{2}) (2-z) \\ &= z - \frac{z^2}{4} \end{aligned}$$

因此 $p_Z(z) = F'(z) = 1 - \frac{z}{2}$. 综上所述

$$p_Z(z) = \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ 1 - \frac{z}{2} & 0 < z < 2 \\ 0 & z \geq 2 \end{cases}$$

(3)

$$\begin{aligned} P(Y \leq \frac{1}{2} | X \leq \frac{1}{2}) &= \frac{P(X \leq \frac{1}{2}, Y \leq \frac{1}{2})}{P(X \leq \frac{1}{2})} \\ &= \frac{\int_0^{1/2} \int_0^{2x} dx dy - \int_{1/4}^{1/2} \int_{1/2}^{2x} dx dy}{\int_0^{1/2} \int_0^{2x} dx dy} \\ &= 1 - \frac{1/16}{1/4} \\ &= \frac{3}{4} \end{aligned}$$

12.

(1) 由

$$\int_0^{+\infty} dx \int_{-x}^x (cx^2 e^{-x} - cy^2 e^{-x}) dy = 1$$

也即

$$\frac{4}{3}c \int_0^{+\infty} x^3 e^{-x} dx = 1$$

因而

$$\frac{4c}{3} \Gamma(4) = 1$$

即得

$$c = \frac{1}{8}$$

(2)

$$\begin{aligned} p_X(x) &= \int_{-x}^x p(x, y) dy \\ &= \frac{1}{8} (x^2 e^{-x} y - \frac{1}{3} y^3 e^{-x}) \Big|_{-x}^x \\ &= \frac{1}{6} x^3 e^{-x} (0 < x < +\infty) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= \int_{|y|}^{+\infty} p(x, y) dx \\ &= \frac{1}{8} \int_{|y|}^{+\infty} (x^2 e^{-x} - y^2 e^{-x}) dx \\ &= \frac{1}{8} (y^2 - x^2 - 2x - 2) e^{-x} \Big|_{|y|}^{+\infty} \\ &= \frac{|y| + 1}{4} e^{-|y|} (-\infty < y < +\infty) \end{aligned}$$

因为不能总满足

$$p(x, y) = p(x)p(y)$$

因为 X 与 Y 不独立.

(3)

$$\begin{aligned} p_{X|Y=y}(x) &= \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} = \frac{x^2 - y^2}{2(|y| + 1)} e^{|y| - x} (x > 0) \\ p_{Y|X=x}(y) &= \frac{p(x, y)}{p_X(x)} = \frac{3(x^2 - y^2)}{4x^3} (|y| < x) \end{aligned}$$

2.

Proof. 因为随机变量 X 服从参数为 λ 的指数分布, 所以有

$$p(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases}$$

由此可知

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) \\ &= P(1 - e^{-\lambda X} \leq y) \\ &= P(X \leq -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)) \\ &= F_X(-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)) \end{aligned}$$

当 $0 \leq y \leq 1$ 时, 有

$$F_Y(y) = F_X(-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)) = y$$

服从均匀分布. 可以给出如下算法: 输入 λ , 随机取若干个 $[0, 1]$ 上的数 y , 相应地输出 $-\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)$, 如此即可得到服从参数为 λ 的指数分布. \square

3.

利用指示变量的方法, 设 $X_i (1 \leq i \leq n)$ 为1当且仅当第 i 个圆弧长度超过了 $\frac{1}{n}$. 并设 p_i 为第 i 个圆弧长度超过 $\frac{1}{n}$ 的概率. 有

$$p_i = p(1 \leq i \leq n)$$

于是

$$E(X) = \sum_{i=1}^n E(X_i) = np$$

对于 p 的求法, 假定一个圆周上只有任意的一点, 现在再在圆周上任意撒 $n - 1$ 个点, 它们与第一个点的距离的最小值大于 $1/n$ 即可满足条件, 且撒点遵循均匀分布. 又因为每次撒点互为独立事件, 所以

$$p = (1 - \frac{1}{n})^{n-1}$$

因此

$$E(X) = np = n(1 - \frac{1}{n})^{n-1}$$

4.

a) *Proof.* 由题意可知

$$p_{X_i}(x_i) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x_i} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad (i = 1, 2)$$

设 $Y = X_1 + X_2$. 根据卷积公式可知

$$p_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} p_{X_1}(x_1)p_{X_2}(y - x_1)dx_1$$

当 $z \leq 0$ 时, $p_Y(y) = 0$. 当 $z > 0$ 时,

$$p_Y(y) = \int_0^y \lambda^2 e^{-\lambda y} dx_1 = \lambda^2 y e^{-\lambda y}$$

因此

$$p_Y(y) = \begin{cases} \lambda^2 y e^{-\lambda y} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

所以 $X_1 + X_2$ 不服从指数分布. \square

b) *Proof.* 猜想

$$p_Y(y) = \begin{cases} \frac{y^{N-1}}{(N-1)!} \cdot e^{-y} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

利用数学归纳法可以证明之, 过程与第1小问基本一致, 在此不再赘述. 又因为 N 遵循参数为 p 的几何分布, 所以当 $y > 0$ 时,

$$\begin{aligned} p_Y(y) &= \sum_{N=1}^{+\infty} (1-p)^{N-1} \cdot p \cdot \frac{y^{N-1}}{(N-1)!} \cdot e^{-y} \\ &= p e^{-y} \sum_{N=1}^{+\infty} \frac{[y(1-p)]^{N-1}}{(N-1)!} \\ &= p e^{-y} \cdot e^{1-p} \\ &= p e^{-py} \end{aligned}$$

因此有

$$p_Y(y) = \begin{cases} p e^{-py} & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

所以 $\sum_{i=1}^N X_i$ 服从参数为 p 的指数分布. \square