

# 概统 Assignment 7 & 8 答案

李屹

2022 年 11 月 9 日

**A7Q1.**

1.

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_0^x 24y(1-x) dy = 12x^2(1-x) & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_y^1 24y(1-x) dx = 12y(y-1)^2 & 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{2y}{x^2} & 0 \leq y \leq x \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (0 < x < 1)$$

$$f_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{2(1-x)}{(y-1)^2} & y \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (0 < y < 1)$$

2.

$$\begin{aligned}
f_X(x) &= \begin{cases} \int_{\frac{1}{x}}^x \frac{1}{2x^2y} dy = \frac{\ln x}{x^2} & x > 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \\
f_Y(y) &= \begin{cases} \int_y^\infty \frac{1}{2x^2y} dx = \frac{1}{2y^2} & y \geq 1 \\ \int_{\frac{1}{y}}^\infty \frac{1}{2x^2y} dx = \frac{1}{2} & 0 < y < 1 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases} \\
f_{Y|X}(y|x) &= \begin{cases} \frac{1}{2y \ln x} & \frac{1}{x} < y < x \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (x > 1) \\
f_{X|Y}(x|y) &= \begin{cases} \begin{cases} \frac{y}{x^2} & x > y \\ 0 & x \leq y \end{cases} & y \geq 1 \\ \begin{cases} \frac{1}{x^2y} & x > \frac{1}{y} \\ 0 & x \leq \frac{1}{y} \end{cases} & 0 < y < 1 \end{cases}
\end{aligned}$$

■

A7Q2.

1.

$$\begin{aligned}
f_X(x) &= \begin{cases} 1 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \\
f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) &= \begin{cases} \frac{1}{2}e^{-\frac{y}{2}} & 0 < x < 1 \text{ 且 } y > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}
\end{aligned}$$

2. 有实根的条件是  $\Delta = \sqrt{4X^2 - 4Y} \geq 0 \Rightarrow X^2 \geq Y$ , 积分区域如图 2 中阴影所示

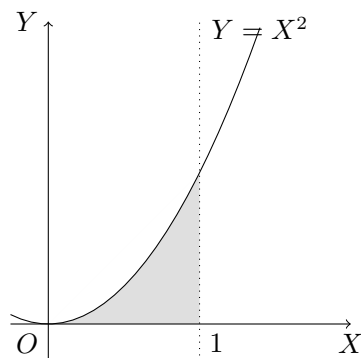


图 1: Question4.2

$$\begin{aligned}
 & P(a \text{ 有实根}) \\
 &= \int_0^1 \int_0^{x^2} \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}} dy dx \\
 &= \int_0^1 (1 - e^{-\frac{x^2}{2}}) dx \\
 &= 1 - \sqrt{2\pi}(\Phi(1) - 0.5) \\
 &\approx 0.144
 \end{aligned}$$

■

**A7Q3.**

按定义,  $f(x, y) = \begin{cases} \lambda & (x, y) \in D \\ 0 & \text{else} \end{cases}$ , 由  $\int_1^{e^2} \int_0^{\frac{1}{x}} \lambda dy dx = 2\lambda = 1$  得  $\lambda = \frac{1}{2}$ , 故  $f_X(x) = \int_0^{\frac{1}{x}} \frac{1}{2} dy = \frac{1}{2x}$ ,  $f_X(2) = \frac{1}{4}$ . ■

**A7Q4.**

$$1. f(x, y) = \begin{cases} 0.25e^{-0.5(x+y)} & x \geq 0 \wedge y \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}, \text{显然 } f(x, y) \text{ 可写为 } g(x)h(y)$$

的形式, 设  $\int_{-\infty}^{\infty} g(x) dx = a$ ,  $\int_{-\infty}^{\infty} h(y) dy = b$ , 由概率密度函数和边缘密度函数的定义易得  $f_X(x) = \frac{g(x)}{a}$ ,  $f_Y(y) = \frac{h(y)}{b}$  且  $ab = 1$ , 故  $X$ 、 $Y$  互相独立。

$$2. P(X > 0.1 \wedge Y > 0.1) = F(+\infty, +\infty) - F(+\infty, 0.1) - F(0.1, +\infty) +$$

$$F(0.1, 0.1) = e^{-0.1} \approx 0.9048$$

■

**A7Q5.**

1. 由题意可知  $P(X_1 \neq 0 \wedge X_2 \neq 0) = 0$  即  $P(X_1 = -1, X_2 = 1) = P(X_1 = 1, X_2 = 1) = 0$ , 剩余部分由边缘分布计算即可, 最后得到联合分布如表 2 所示。

$P(X_1, X_2) \backslash X_1$	-1	0	1	$P(X_2)$
$X_2$				
0	0.25	0	0.25	0.5
1	0	0.5	0	0.5
$P(X_1)$	0.25	0.5	0.25	1

表 1: Question7

2. 边缘分布里没有 0, 但是联合分布里有 0, 显然不独立。

■

**A7Q6.**

$$1. f(x, y) = f_X(x)f_Y(y) = \begin{cases} \lambda\mu e^{-(\lambda x + \mu y)} & x > 0 \text{ 且 } y > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$2. P(X > Y) = \int_0^\infty \int_0^x \lambda\mu e^{-(\lambda x + \mu y)} dy dx = \frac{\mu}{\lambda + \mu}, \text{ 故}$$

$$Z \sim \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{\mu}{\lambda + \mu} & \frac{\lambda}{\lambda + \mu} \end{pmatrix}, \quad F(Z \leq z) = \begin{cases} 0 & z < 0 \\ \frac{\mu}{\lambda + \mu} & 0 \leq z < 1 \\ 1 & z \geq 1 \end{cases}$$

■

**A7Q7. 神秘失踪了** ■**A7Q8.**

	0	1	2	3
$U$	0	0.12	0.37	0.51
$V$	0.4	0.44	0.16	0

表 2: Question1

见表 2。 ■

**A8Q1.**

$$f_Z(z) = \int_{z-\pi}^{z+\pi} \frac{1}{2\pi\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{2\pi} \left[ \Phi\left(\frac{z-\mu+\pi}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{z-\mu-\pi}{\sigma}\right) \right]$$

■

**A8Q2.**

$$f_S(s) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(x, \frac{s}{x})}{|x|} dx = \begin{cases} \int_1^2 \frac{dx}{x} = \ln 2 & 0 \leq s \leq 1 \\ \int_s^2 \frac{dx}{x} = \ln 2 - \ln s & 1 < s < 2 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

■

**A8Q3.**

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{f(x, (z-x)/2)}{2} dx = \begin{cases} \int_0^z e^{-x} dx = ze^{-z} & z > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$F_Z(z) = \int_{-\infty}^z f_Z(z) dz = \begin{cases} 1 - (z+1)e^{-z} & z > 0 \\ 0 & z \leq 0 \end{cases}$$

■

**A8Q4.**

设  $Z = \frac{X}{Y}$ ,

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|y|}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(z^2+1)y^2} dy = \frac{1}{\pi(z^2+1)}$$

■

#### A8Q5.

只是想尝试一下不同的做法, 传统做法请参考书本例 3.7.3

由连续型随机变量的性质, 对于任意的  $i \neq j$ ,  $P(X_i = X_j) = 0$ , 因此不妨设  $\{X_i\}$  互不相同。设  $Y_i$  表示  $\{X_i\}$  从大到小排序后第  $i$  大的数, 对于 1 到  $n$  的一个排列  $p$ , 记  $C(p)$  表示条件 “ $\{X_i\}$  中第  $i$  大的数在第  $p(i)$  位”, 显然  $C(p)$  互不相交, 且  $\{X_i\}$  在  $C(p)$  指定的区域内与  $\{Y_i\}$  有双射, 直接计算可得每个区域内成立  $\left| \frac{\partial(\{Y_i\})}{\partial(\{X_i\})} \right| = 1$ 。因此,  $\{Y_i\}$  的联合概率密度函数

$$f^*(y_1, y_2, \dots, y_n) = \begin{cases} \sum_p f(y_{p(1)}, \dots, y_{p(n)}) = \frac{n!}{\theta^n} & \theta \geq y_1 > \dots > y_n \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

上式应该也可以通过考虑意义得到。所求  $M$  概率密度即为

$$f^*(y_1) = \begin{cases} \int_0^{y_1} dy_2 \cdots \int_0^{y_{n-1}} dy_n \frac{n!}{\theta^n} = \frac{ny_1^{n-1}}{\theta^n} & 0 < y_1 \leq \theta \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

所求  $N$  概率密度即为

$$f^*(y_n) = \begin{cases} \int_{y_n}^{\theta} dy_{n-1} \cdots \int_{y_2}^{\theta} dy_1 \frac{n!}{\theta^n} = \frac{n(\theta - y_n)^{n-1}}{\theta^n} & 0 \leq y_n < \theta \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

■

#### A8Q6.

不妨设灯泡的损坏是独立事件, 设 4 个灯泡在时刻  $t$  之前全部没有损坏的概率为  $p(t)$  且  $0 < p(t) < 1$ , 则 24 个灯泡在时刻  $t$  之前全部没有损坏的概率为  $p(t)^6 < p(t)$ , 因此在每个时刻所有灯泡都还没有损坏的概率都下降, 感觉上更容易坏了。■

#### A8Q7.

由连续型随机变量的性质, 对于任意的  $i \neq j$ ,  $P(X_i = X_j) = 0$ , 因此不妨设  $\{X_i\}$  互不相同。 $\{X_i\}$  独立同分布, 由对称性知  $P\left(\max_{1 \leq i \leq n} X_i = X_j\right)$  对所有  $1 \leq j \leq n$  为定值, 且对所有  $j$  的和为 1, 即  $P(X_n > \max\{X_1, \dots, X_{n-1}\}) = P\left(\max_{1 \leq i \leq n} X_i = X_n\right) = \frac{1}{n}$ 。 ■

### A8Q8.

1.  $x = uv$ ,  $y = u(1 - v)$ , 在  $x > 0$ ,  $y > 0$  时, 可得  $u > 0$ ,  $0 < v < 1$ , 且两者间存在双射, 故

$$f^*(u, v) = f(x)f(y) \left| \frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} \right| = \begin{cases} ue^{-u} & u > 0, 0 < v < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

2. 可以直接验证  $f_U^*(u) = \begin{cases} ue^{-u} & u > 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$ ,  $f_V^*(v) = \begin{cases} 1 & 0 < v < 1 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$ , 且成立  $f^*(u, v) = f_U^*(u)f_V^*(v)$ , 显然独立。

■