

2017 年概率论期末试题及解答

Deschain

2021 年 8 月 20 日

- 1 设有三个灯泡，其寿命彼此独立，分别服从参数为 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ 的指数分布。设对三个灯泡同时通电并计时，求：第一个灯泡晚于第二个灯泡熄灭情况下，
- (a) 第三个灯泡亦晚于第二个灯泡熄灭的概率？
- (b) 第三个灯泡与第二个灯泡寿命之差的均值与方差？

解答 (a) 设三个灯泡寿命分别为 X_1, X_2, X_3 。

$$\begin{aligned} P(X_3 > X_2 | X_1 > X_2) &= \frac{P(X_3 > X_2, X_1 > X_2)}{P(X_1 > X_2)} \\ &= \frac{\int_0^{+\infty} dx_2 \int_{x_2}^{+\infty} dx_3 \int_{x_2}^{+\infty} \lambda_1 \lambda_2 \lambda_3 e^{-\lambda_1 x_1 - \lambda_2 x_2 - \lambda_3 x_3} dx_1}{\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}} \\ &= \frac{\int_0^{+\infty} \lambda_2 e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)x_2} dx_2}{\frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2}} \\ &= \frac{\lambda_1 + \lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3} \end{aligned}$$

解答 (b) 设三个灯泡寿命分别为 X_1, X_2, X_3 。

$$\begin{aligned} f_{X_2 | X_1 > X_2}(x_2 | x_1 > x_2) &= \frac{\int_{x_2}^{+\infty} \lambda_1 \lambda_2 e^{-\lambda_1 x_1 - \lambda_2 x_2} dx_1}{\int_0^{+\infty} dx_2 \int_{x_2}^{+\infty} \lambda_1 \lambda_2 e^{-\lambda_1 x_1 - \lambda_2 x_2} dx_1} \\ &= (\lambda_1 + \lambda_2) e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)x_2} \\ X_2 | X_1 > X_2 &\sim \text{Exp}(\lambda_1 + \lambda_2) \\ E(X_2 | X_1 > X_2) &= \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2} \\ E(X_3 - X_2 | X_1 > X_2) &= E(X_3 | X_1 > X_2) - E(X_2 | X_1 > X_2) \\ &= E(X_3) - E(X_2 | X_1 > X_2) \\ &= \frac{1}{\lambda_3} - \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2} \\ \text{Var}(X_2 | X_1 > X_2) &= \frac{1}{(\lambda_1 + \lambda_2)^2} \\ \text{Var}(X_3) &= \frac{1}{\lambda_3^2} \\ \text{Var}(X_2 - X_3 | X_1 > X_2) &= \text{Var}(X_2 | X_1 > X_2) + \text{Var}(X_3) \\ &= \frac{1}{(\lambda_1 + \lambda_2)^2} + \frac{1}{\lambda_3^2} \end{aligned}$$

- 2 设 X, Y 的联合概率密度为 $f_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} \frac{cy}{x}, 0 < y < x < 1 \\ 0, other \end{cases}$ 。计算常数 c ，并请计算 X 和 Y 的期望，以及条件概率密度 $f_{X|Y}(x|y)$ 。

解答

$$\begin{aligned} \int_0^1 dx \int_0^x \frac{cy}{x} dy &= \int_0^1 \frac{cx}{2} dx = \frac{c}{4} = 1, c = 4 \\ E(X) &= \int_0^1 x dx \int_0^x \frac{4y}{x} dy = \int_0^1 2x^2 dx = \frac{2}{3} \\ E(Y) &= \int_0^1 dx \int_0^x \frac{4y^2}{x} dy = \int_0^1 \frac{4x^2}{3} dx = \frac{4}{9} \\ f_Y(y) &= \int_y^1 \frac{4y}{x} dx = -4y \ln(y), 0 < y < 1 \\ f_{X|Y}(x|y) &= \frac{f_{XY}(x, y)}{f_Y(y)} = -\frac{1}{x \ln(y)}, y < x < 1 \end{aligned}$$

- 3 设一个罐子中有 8 个黑球，2 个白球，不断进行有放回的摸球，直到白球和黑球都曾出现为止。求：
(a) 摸球次数的均值和方差；(b) 最后一次出现黑球的概率。

解答 (a) 设摸球次数为 X 。原问题分解为“第一个摸出的是白球，之后黑球第一次出现”和“第一个摸出的是黑球，之后白球第一次出现”。可以看出，第一次摸球之后，原问题分解为两个服从几何分布的问题。若 $Y \sim Ge(p)$ ，则 $E(Y) = \frac{1}{p}, Var(Y) = \frac{1-p}{p^2}, E(Y^2) = \frac{2-p}{p^2}$

$$\begin{aligned} P(X = k) &= 0.8^{k-1} \times 0.2 + 0.2^{k-1} \times 0.8, k \geq 2 \\ E(X) &= 0.8 \times \frac{1}{0.2} + 0.2 \times \frac{1}{0.8} + 1 = 5.25 \\ E((X-1)^2) &= 0.8 \times \frac{2-0.2}{0.2^2} + 0.2 \times \frac{2-0.8}{0.8^2} = 36.375 \\ E(X^2) &= E((X-1)^2) + 2E(X) - 1 = 45.875 \\ Var(X) &= E(X^2) - E^2(X) = 18.3125 \end{aligned}$$

解答 (b) $P(\text{最后一次是黑球}) = P(\text{第一次是白球}) = 0.2$

- 4 环线汽车从起点站开出后，共有 N 站，只下不上，然后回到起点站。设有 n 位乘客在起点站上车， n 服从参数为 λ 的泊松分布。设对于每一位乘客，其目的站都是相互独立的，并且是等可能地在 N 站之一下车。求汽车停靠站数的均值和方差。

解答定义随机变量 X_i ，如果在第 i 站停车，则 $X_i = 1$ ，否则 $X_i = 0$ 。设停靠总站数为 X ，乘客数为 Y 。

$$X = \sum_{i=1}^N X_i$$

$$P(X_i = 1|Y = y) = 1 - \left(\frac{N-1}{N}\right)^Y$$

$$E(X|Y) = \sum E(X_i|Y) = N\left(1 - \left(\frac{N-1}{N}\right)^Y\right)$$

$$P(Y = y) = \frac{\lambda^y}{y!} e^{-\lambda}$$

$$E(X) = \sum_{y=0}^{\infty} \frac{\lambda^y}{y!} N\left(1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^Y\right) e^{-\lambda} = N(1 - e^{-\frac{\lambda}{N}})$$

$$Var(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

$$E(X^2|Y) = E\left(\left(\sum_{i=1}^N X_i^2 + \sum_{i \neq j} X_i X_j\right)|Y\right) = \sum_{i=1}^N E(X_i|Y) + \sum_{i \neq j}$$

$$P(X_i X_j = 1)(i \neq j) = 1 - 2\left(1 - \frac{1}{N}\right)^Y + \left(1 - \frac{2}{N}\right)^Y$$

$$\sum_{i=1}^N E(X_i|Y) = N\left(1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^Y\right)$$

$$\sum_{i \neq j} E(X_i X_j|Y) = (N^2 - N)\left(1 - 2\left(1 - \frac{1}{N}\right)^Y + \left(1 - \frac{2}{N}\right)^Y\right)$$

$$E\left(\sum_{i=1}^N E(X_i|Y)\right) = N(1 - e^{-\frac{\lambda}{N}})$$

$$\text{Lemma: } \sum_{y=1}^{\infty} \left(1 - \frac{2}{N}\right)^y \times \frac{\lambda^y}{y!} e^{-\lambda} = 1 - e^{-\frac{2\lambda}{N}}$$

$$\text{Lemma: } \sum_{y=1}^{\infty} \left(1 - \frac{1}{N}\right)^y \frac{\lambda^y}{y!} e^{-\lambda} = 1 - e^{-\frac{\lambda}{N}}$$

$$E(X^2) = N(1 - e^{-\frac{\lambda}{N}}) + (N^2 - N) - 2(N^2 - N)e^{-\frac{\lambda}{N}} + (N^2 - N)e^{-\frac{2\lambda}{N}}$$

$$= N^2 + (N - 2N^2)e^{-\frac{\lambda}{N}} + (N^2 - N)e^{-\frac{2\lambda}{N}}$$

$$Var(X) = E(X^2) - E^2(X) = Ne^{-\frac{\lambda}{N}} - Ne^{-\frac{2\lambda}{N}}$$

- 5 同时抛掷 5 枚均匀硬币，将正面朝上的硬币拾起后再次抛掷。设第一次抛掷反面朝上的硬币个数为 X ，第二次抛掷正面向上的硬币个数为 Y ，请计算 $E(X + Y)$ 和 $E(X|Y)$ 。

解答

$$X \sim B(5, \frac{1}{2}), Z = 5 - X \sim B(5, \frac{1}{2})$$

$$Y \sim B(z, \frac{1}{2}), Z - Y \sim B(Z, \frac{1}{2})$$

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y) = \frac{5}{2} + E(Y)$$

$$E(Y|X) = \frac{5-X}{2}, E(Y) = E\left(\frac{5-x}{2}\right) = \frac{5}{2} - \frac{1}{2} \times \frac{5}{2} = \frac{5}{4}$$

$$E(X + Y) = \frac{15}{4}$$

如果已知一个硬币在第二次是反面，那么它在第一次是反面的概率

$$P = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2} + \frac{1}{4}} = \frac{2}{3}$$

$$E(X|Y) = \frac{2}{3}(5 - Y)$$

6 请举例说明，存在这样的三个随机变量 X, Y, Z ，满足 X, Y 相互独立，但是在给定 Z 的条件下，两者不再独立了。你需要分别写出 $f_X(x), f_Y(y), f_{X,Y}(x, y), f_{X|Z}(x|z), f_{Y|Z}(y|z), f_{X,Y|Z}(x, y|z)$ 。

解答 $Z=0$ 时， X, Y 满足

X \ Y	0	1
	0	1
0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$

$Z=1$ 时， X, Y 满足

X \ Y	0	1
	0	1
0	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{8}$
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$

X, Y 独立，但给定 Z 时， X, Y 不独立。

7 考虑某种掷骰子游戏，游戏规定，若掷出奇数点，则游戏结束；若掷出偶数点，则需付给庄家与所掷出点数数目相同的钱，并继续掷。游戏结束时，游戏者将从庄家手里拿到一笔固定数目的钱。请问，庄家应在游戏结束时付出多少钱，才能确保自己平均意义上不赔本。

解答 设庄家能从游戏者手中得到的钱数为 X

$$E(X) = \frac{1}{6}(2 + E(X)) + \frac{1}{6}(4 + E(X)) + \frac{1}{6}(6 + E(X))$$

$$E(X) = 4$$

8 设随机变量 X 服从高斯分布， $X \sim N(0, \sigma^2)$ ，请计算 $Y = \sqrt{\max\{X, 0\}}$ 的概率密度。

$$E(X) = \frac{1}{6}(2 + E(X)) + \frac{1}{6}(4 + E(X)) + \frac{1}{6}(6 + E(X))$$

$$E(X) = 4$$

解答

$$P(Y = 0) = \frac{1}{2}$$

$$Y = \sqrt{X}, \left| \frac{dx}{dy} \right| = 2y \quad (X > 0)$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{2y}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{y^4}{2\sigma^2}}, & y > 0 \\ \frac{1}{2}\delta(y), & y = 0 \\ 0, & \text{other} \end{cases}$$