

概率论与数理统计 第七次作业参考题解

2023.11.5

Q1. 对一般的 $X \sim B(n, p)$, $E(X) = np$, $\text{Var}(X) = np(1-p)$ 且:

$$\text{Skewness}(X) = \frac{1-2p}{\sqrt{np(1-p)}},$$

若 $np \in \mathbb{Z}$, 则进一步有 $\text{Mode}(X) = \text{Median}(X) = np$ 。

Q2.

(1) 根据定义计算即可, 偏度系数结果分别为 $2, \frac{1}{2}, 0$, 峰度系数结果分别为 $9, \frac{13}{4}, \frac{9}{5}$ 。

(2) 指数分布、泊松分布、均匀分布的矩母函数推导参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 的 4.4 节 (Page 200 - 209)。

(3) 若 X 的矩母函数为 $M_X(t)$, 则

$$\begin{aligned}\text{Skew}(X) &= \frac{M_X^{(3)}(0) - 3M_X^{(1)}(0)M_X^{(2)}(0) + 2[M_X^{(1)}(0)]^3}{[M_X^{(2)}(0) - [M_X^{(1)}(0)]^2]^{\frac{3}{2}}}, \\ \text{Kurt}(X) &= \frac{M_X^{(4)}(0) - 4M_X^{(3)}(0)M_X^{(1)}(0) + 6M_X^{(2)}(0)[M_X^{(1)}(0)]^2 - 3[M_X^{(1)}(0)]^4}{[M_X^{(2)}(0) - [M_X^{(1)}(0)]^2]^2}.\end{aligned}$$

Q3. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 的 4.4 节例 4.30 (Page 206 - 207), 这是两个参数分别为 2 和 3 的指数随机变量的混合分布。

Q4.

(1) 对任意 $t > 0$, 可验证

$$\lim_{y \rightarrow +\infty} e^{ty} f_Y(y) = +\infty,$$

故积分 $E(e^{tY})$ 发散。类似地可验证对 $t < 0$, $E(e^{tY})$ 不存在。

(2) 记 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ 的矩母函数为 $M_X(t)$, 则 Y 的 n 阶原点矩即 $E(Y^n) = M_X(n)$ 。

Q5. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 的 4.4 节例 4.32 (Page 208)。

Q6. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 的 4.3 节例 4.17 (Page 195)。记 Y 为第一次折断后留下的木棍长度, X 为第二次折断后留下的木棍长度, 由重期望公式得

$$E[X|Y] = \frac{1}{2}Y, E[E] = E[E[X|Y]] = \frac{1}{2}E[Y] = \frac{1}{4}.$$

Q7. 记 Y 为矿工第一次所选门的编号, 则

$$E[X|Y=1]=2, E[X|Y=2]=3+E[X], E[X|Y=3]=1+E[X].$$

由重期望公式

$$E[X] = \sum_{k=1}^3 E[X|Y=k]P(Y=k) = \frac{1}{3}(6+2E[X]),$$

解得 $E[X]=6$ 。

Q8. 反复应用重期望公式和性质 $E[g(Y)X|Y] = g(Y)E[X|Y]$ 得

$$E[XY] = E[E[XY|X]] = E[XE[Y|X]] = E[X^2], E[Y] = E[E[Y|X]] = E[X],$$

从而 $\text{Cov}(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = \text{Var}[X]$ 。

Q9.

(1) 仅要求对离散和连续的情形证明即可。对于 Y 为离散随机变量的情形, 由 X, Y 独立知

$$E[Y|X=x] = \sum_i y_i P(Y=y_i|X=x) = \sum_i y_i P(Y=y_i) = E[Y],$$

从而 $E[Y|X] = E[Y]$ 。

(2) 反之不一定成立。令 $X \sim U(0, 1), Y \sim U(-X, X)$, 通过计算验证 $E[Y|X]=E[Y]=0$ 以及 X, Y 不独立。

Q10. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 4.3.1 节的证明 (Page 197), 先证明 $\text{Cov}(\hat{Y}, \tilde{Y}) = 0$, 再在 $Y = \hat{Y} + \tilde{Y}$ 两边取方差即可。

Q11. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 4.3.2 节全方差法则的证明 (Page 197 - 198)。

Q12. 对任意分布 (X, Y) , 条件期望 $E[Y|X]$ 是在得到观测 X 下 Y 的最优预测 (最小均方误差意义下), 因为成立性质:

$$E[Y|X] = \underset{g(X)}{\text{argmin}} E[(Y - g(X))^2|X]$$

特别地, 若 $f_{(X,Y)}(x, y) = \frac{2}{\pi} \mathbf{1}_{\{x \geq 0, y \geq 0, x^2 + y^2 \leq 1\}}(x, y)$, 计算得

$$f_X(x) = \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2} \mathbf{1}_{[0,1]}(x), f_{Y|X}(y|x) = \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} \mathbf{1}_{[0, \frac{1}{\sqrt{1-x^2}}]}(y),$$

$$E[Y|X=x] = \int_{\mathbb{R}} y f_{Y|X}(y|x) dy = \frac{\sqrt{1-x^2}}{2}, E[Y|X=0.5] = \frac{\sqrt{3}}{4}.$$

Q13.

(1) 由 $\frac{\partial}{\partial a} E[(Y - aX - b)^2] = \frac{\partial}{\partial b} E[(Y - aX - b)^2] = 0$ 解得

$$a = \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}, b = \mu_2 - \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}\mu_1.$$

(2) 在 (1) 中 (a, b) 取值下,

$$E[(Y - aX - b)^2] = \sigma_2^2(1 - \rho^2) \rightarrow 0 \iff \sigma_2 \rightarrow 0 \text{ 或 } \rho^2 \rightarrow 1.$$

(3) 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 4.3 节习题 28(d) 的计算 (Page 222) 知

$$E[Y|X] = \frac{\rho\sigma_2}{\sigma_1}(X - \mu_1) + \mu_2,$$

此时条件期望和最优线性预测一致。

Q14. 参考概率导论 (Bertsekas, 第 2 版) 4.5 节的计算 (Page 210 - 213)。

Q15. 取 $X_i \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} \mathcal{N}(0, 1), Y = \sum_{i=1}^N X_i$, 其中 X_i, N 彼此独立且

$$P(N=1) = P(N=2) = \frac{1}{2}.$$

由 **Q14** 结论计算得 Y 的矩母函数 $M_Y(s) = \frac{1}{2} \exp(\frac{1}{2}s^2) + \frac{1}{2} \exp(s^2)$, 可以验证其不是正态分布对应的矩母函数。

Q16.

(1) $E[X_n] = 0, \text{Var}[X_n] = n$.

(2) 参考 one-dimensional Wiener process 的性质。