

AI 中的数学 第七次作业

2300012929 尹锦润

教材 3.38

$\forall \varepsilon > 0$, 有

$$E(e^{aX}) = \int_{-\infty}^{\varepsilon} e^{ax} P(X=x) dx + \int_{\varepsilon}^{+\infty} e^{ax} P(X=x) dx \geq \int_{\varepsilon}^{+\infty} e^{ax} P(X=x) dx \geq e^{a\varepsilon} P(X \geq \varepsilon)$$

因此 $P(X \geq \varepsilon) \leq e^{-a\varepsilon} E(e^{aX})$ 。

教材 3.39

令 $Z = X - Y, Z \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$, 于是所求概率为

$$P(Z > 0) = P\left(\frac{Z - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} > \frac{0 - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right) = P\left(N(0,1) > \frac{-(\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right) = P\left(N(0,1) < \frac{(\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right) = \Phi\left(\frac{\mu_1 - \mu_2}{\sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}\right)$$

教材 3.40

$$P(X = 2) = 0.05 + 0.06 + 0.09 + 0.04 + 0.03 = 0.27$$

$$P(Y \geq 2) = 0.06 + 0.12 + 0.09 + 0.03 + 0.01 + 0.05 + 0.04 + 0.03 + 0.01 + 0.02 + 0.03 + 0.04 = 0.53$$

$$P(X = Y) = 0.08 + 0.10 + 0.09 + 0.03 = 0.3$$

$$P(X \leq 2, Y \leq 2) = 0.08 + 0.06 + 0.05 + 0.07 + 0.10 + 0.06 + 0.06 + 0.12 + 0.09 = 0.69$$

$$P(X > Y) = 0.06 + 0.05 + 0.02 + 0.06 + 0.03 + 0.03 = 0.25$$

教材 3.43

(1)

$$P(X \leq t) = \sum_{k=0}^t pq^k = 1 - q^{t+1}$$

$$P(\min\{X, Y\} = z) = P(X = z)(1 - P(Y \leq z - 1)) + P(Y = z)(1 - P(X \leq z)) = pq^{2z}(1 + q)$$

$$P(X - Y = v) = \sum_k pq^k p^{k+v} = \frac{pq^v}{1 + q}$$

$$P(\min\{X, Y\} = z \wedge X - Y = v) = pq^z pq^{z+v} = P(\min\{X, Y\} = z)P(X - Y = v)$$

(对于 $v \geq 0$ 或者 < 0 都满足) 因此独立。

(2) 类似 1 证明即可。

教材 3.44

$$p_X(x) = 1, p_Y(y) = [a - y \geq 0] + [a + y \leq 1]$$

$$E(X) = 0.5, E(Y) = \frac{a^2 + (1-a)^2}{2}, E(XY) = \frac{1}{3} - \frac{a}{2} + \frac{a^3}{3}$$

代入 $E(X)E(Y) = E(XY)$ 可以得到 $(a - \frac{1}{2})(2a^2 - 2a - 1) = 0$, 进而 $a = \frac{1}{2}$ 或者 $a = \frac{1 \pm \sqrt{3}}{2}$ (舍去)。

于是 $a = 1/2$ 。

教材 3.45

$$p_X(x) = 3x^2, p_Y(y) = \int_y^1 3x dx = \frac{3}{2}(1 - y^2)$$

$$p_{Y|X}(y|x) = \begin{cases} \frac{3x}{3x^2} = \frac{1}{x}, & 0 < x < 1, 0 < y < x \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

$$p_{X|Y}(x|y) = \begin{cases} \frac{3x}{\frac{3}{2}(1-y^2)} = \frac{2x}{1-y^2}, & 0 < y < x \leq 1 \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

教材 3.46

$$P(X = 0.5) = \int_{0.25}^1 \frac{21}{4} (0.25)^2 y dy = \frac{21 * 15}{2048}$$

$$P(Y \geq 0.75, X = 0.5) = \int_{0.75}^1 \frac{21}{4} (0.25)^2 y dy = \frac{21 * 7}{2048}$$

$$P(Y \geq 0.75 | X = 0.5) = \frac{P(Y \geq 0.75, X = 0.5)}{P(X = 0.5)} = \frac{7}{15}$$

教材 3.47

$$p(Y = y) = \int_y^1 24(1 - x)y dx = 12y(y - 1)^2$$

$$E(X | Y = y) = \int_y^1 \frac{p(x, y)}{p(Y = y)} x dx = \frac{(2y + 1)}{3}$$

教材 3.48

$$\begin{aligned} E(Z) &= \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} \left[(3x+1) \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} dy + 6 \int_x^{+\infty} \lambda e^{-\lambda y} y dy \right] dx \\ &= \int_0^{+\infty} \lambda e^{-\lambda x} \left[(3x+1)(1-e^{-\lambda x}) + 6xe^{-\lambda x} - 6\frac{1}{\lambda}e^{-\lambda x} \right] dx \\ &= \int_0^{+\infty} [3\lambda x e^{-\lambda x} + \lambda e^{-\lambda x} + 3\lambda x e^{-2\lambda x} - (\lambda+6)e^{-2\lambda x}] dx \\ &= \frac{3}{\lambda} - 1 + \frac{3}{4\lambda} + \frac{\lambda+6}{2\lambda} \\ &= \frac{27}{4\lambda} - \frac{1}{2} \end{aligned}$$

教材 3.49

对于任意 $\mathbf{t} = (t_1, \dots, t_n)$, 有

$$\sum_{i,j} \sigma_{i,j} t_i t_j = \sum_{i,j} E[(X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])t_i t_j] = E \left[\sum_{i,j} (X_i - E[X_i])(X_j - E[X_j])t_i t_j \right] = E[YY^T]$$

其中 $Y = \sum_i (X_i - E[X_i])t_i$, 于是 Σ 非负定。

教材 3.51

$$P(M) = \int_{-\infty}^{+\infty} r(x)p_X(x)dx = a$$

$$P(X \leq z \wedge M) = \int_{-\infty}^z p_X(x)r(x)dx = a \int_{-\infty}^z q(x)dx$$

因此

$$P(X \leq z|M) = \int_{-\infty}^z q(x)dx$$

练习题 1

(1) $X \sim N(1, 4)$, 因此其边界密度函数为 $f_X(x) = \frac{1}{2\sqrt{2\pi}} \exp\{-\frac{(x-1)^2}{4}\}$ 。

(2) $(X, Y) \sim N\left(\begin{bmatrix} \mu_1, \mu_2 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}\right)$, 有 $E(Y|X=x) = \mu_2 + \sigma_{21}\sigma_{11}^{-1}(x - \mu_1) = 2 + \frac{3}{4}(x-1)$ 。

$$(3) \rho(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(X)\text{var}(Y)}} = 1/2.$$

练习题 2

$|\Sigma_1| = |\Sigma_2| = 1$, 因此

$$\begin{aligned} \log \frac{p(X)}{q(X)} &= -\frac{1}{2} \left[(X - \mu_1)^T \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 5 \end{bmatrix}^{-1} (X - \mu_1) - (X - \mu_2)^T \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} (X - \mu_2) \right] \\ &= -\frac{1}{2} \left[(X - \mu_1)^T \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 5 \end{bmatrix}^{-1} (X - \mu_1) - (X - \mu_2)^T \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}^{-1} (X - \mu_2) \right] \\ &= -\frac{1}{2} [(x_1 - x_2 - 1)^2 - x_1^2 - (x_2 - 1)^2] = -x_1(x_2 + 1) + 2x_2 \end{aligned}$$

对于 $E_X \left(\log \frac{p(X)}{q(X)} \right)$ 不会。

练习题 3

令 $X = (\xi - a)/1, Y = (\eta - b)/1$, 有 $(X, Y) \sim N(0, 0, 1, 1, \rho)$, 本质上求 $P(X \geq 0, Y \geq 0)$, 不会。

练习题 4

(1)

$$\text{cov}(\langle \mathbf{u}, \mathbf{x} \rangle, \langle \mathbf{v}, \mathbf{x} \rangle) = \mathbf{u}^T \text{cov}(\langle \mathbf{x} \rangle, \langle \mathbf{x} \rangle) \mathbf{v} = \mathbf{u}^T \mathbf{v}$$