

سوال ①

$$\Sigma = \frac{1}{n-1} X^T X = \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 \\ 1 & 0 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \\ -1 & -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix} \quad (\text{الف})$$

$$\det(\Sigma - \lambda I) = 0 \Rightarrow \lambda^2 - 2\lambda = 0 \Rightarrow \begin{cases} \lambda_1 = 0 \\ \lambda_2 = 2 \end{cases} \checkmark$$

$$(\Sigma - \lambda I) v = 0 \Rightarrow \begin{bmatrix} -1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} = 0 \Rightarrow v_1 = v_2$$

$$\text{eigen vector for } \lambda = 2 \Rightarrow v = \begin{bmatrix} \frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{\sqrt{2}}{2} \end{bmatrix} = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$Z_i = x_i^T v$$

(ب)

$$Z_1 = \begin{bmatrix} -1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{\sqrt{2}}{2} \end{bmatrix} = -\sqrt{2}$$

$$\text{Var}(Z) = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 (Z_i - \mu)^2$$

$$Z_2 = 0$$

$$\mu(Z) = \frac{-\sqrt{2} + \sqrt{2}}{3} = 0$$

$$Z_3 = \begin{bmatrix} 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\sqrt{2}}{2} \\ \frac{\sqrt{2}}{2} \end{bmatrix} = \sqrt{2}$$

$$\Rightarrow \text{Var}(Z) = \frac{4}{3}$$

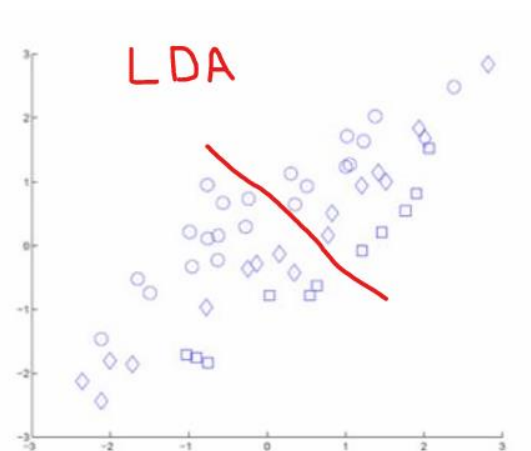
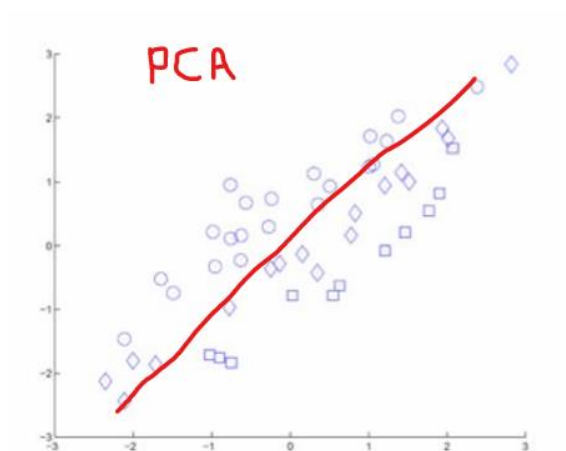
$$\hat{x}_1 = Z_1 \cdot v^T = -\sqrt{2} \begin{bmatrix} \sqrt{2}/2 & \sqrt{2}/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1 & -1 \end{bmatrix} \checkmark$$

(ج)

$$\hat{x}_2 = Z_2 \cdot v^T = 0 \begin{bmatrix} \sqrt{2}/2 & \sqrt{2}/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{x}_3 = Z_3 \cdot v^T = \sqrt{2} \begin{bmatrix} \sqrt{2}/2 & \sqrt{2}/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \end{bmatrix}$$

سوال 2:



الف) می دانیم که در هر iteration، چون تابع J اکینندولی است، کاهش می یابد. این نشان می دهد که یک state یکین از J در iteration ها نداریم و چون نهایتاً $n \times k$ را به در ماتریس J داریم و تعدادش محدود است، پس در تعداد step محدود به پایان می رسد.

ب)

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} w_j(X) + n B(X) &= \\ &= \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \|x_i - \mu_j\|^2 + \gamma_{ij} \|\mu_j - \hat{x}\|^2 = \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \left(x_i^2 + \hat{x}^2 - 2x_i \hat{x} \right. \\ &\quad \left. + 2x_i \hat{x} + \mu_j^2 - 2x_i \mu_j - 2\hat{x} \mu_j \right) \\ &= \sum_{j=1}^K \left(\sum_{i=1}^n \gamma_{ij} (\|x_i - \hat{x}\|^2) \right) + K = n \sum_{i=1}^n (\|x_i - \hat{x}\|^2) + K \\ &= \underbrace{n^2 T(X)}_{\text{ثابت}} + K \end{aligned}$$

چون مقدار $\sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} w_j(X)$ در طول K-means کاهش می یابد پس

باید مقدار $n B(X)$ افزایش یافته و maximized شود.

پ) فرض می کنیم مقدار تابع J با مقدار K کلاسه (کلیتر بدون کاهش است). آنده اگر یک کلاسه اضافه کنیم $(K+1)$ حداقل آن نقطه ای که کلاسه جدید شده است $J=0$ دارد پس مقدار J کلی کاهش می یابد. پس تعداد کلاسه را اگر تا n افزایش دهیم، همواره میزان J کاهش می یابد تا به حدی برسد. اما این کار باعث overfit روی داده است پس بی معنی می باشد.

الف) توزیع بنویس برای پیرن یک سکه اگر P_0 احتمال رو آمدن باشد:

$$P(\alpha | P_0) = \prod_{i=1}^m P_0^{\alpha_i} (1-P_0)^{1-\alpha_i}$$

در این حالت با دو سکه آبی و قرمز و با احتمال رو آمدن P_r و P_b با احتمال π سکه قرمز و با احتمال $1-\pi$ سکه آبی انتخاب می شود.

$$P(\alpha | P_r, P_b) = \prod_{i=1}^m \left[\pi \left(P_r^{\alpha_i} (1-P_r)^{1-\alpha_i} \right) + (1-\pi) \left(P_b^{\alpha_i} (1-P_b)^{1-\alpha_i} \right) \right]$$

اگر متغیر تصادفی مشاهده شده هم در نظر بگیریم در آخر به عبارت زیر می رسم:

$$P(\alpha, Z; \theta) = L = \prod_{i=1}^m \left[\pi \left(P_r^{\alpha_i} (1-P_r)^{1-\alpha_i} \right) \right]^{Z_i} \left[(1-\pi) \left(P_b^{\alpha_i} (1-P_b)^{1-\alpha_i} \right) \right]^{1-Z_i}$$

$$\ln P(\alpha, Z; \theta) = \sum_{i=1}^m \left[Z_i \ln \left(\pi P_r^{\alpha_i} (1-P_r)^{1-\alpha_i} \right) + (1-Z_i) \ln \left((1-\pi) P_b^{\alpha_i} (1-P_b)^{1-\alpha_i} \right) \right] \quad (ب)$$

$$\Rightarrow \ln P(\alpha, Z; \theta) = \sum_{i=1}^m Z_i \left[\ln \pi + \alpha_i \ln P_r + (1-\alpha_i) \ln (1-P_r) \right] + (1-Z_i) \left[\ln (1-\pi) + \alpha_i \ln P_b + (1-\alpha_i) \ln (1-P_b) \right]$$

پ) از log-likelihood نسبت به π مشتق می گیریم:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \pi} = \sum_{i=1}^m Z_i \left(\frac{1}{\pi} \right) - \frac{1-Z_i}{1-\pi} = 0$$

$$\sum_{i=1}^m Z_i (1-\pi) - \pi (1-Z_i) = 0 \Rightarrow \hat{\pi} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m Z_i$$

نسبت به P_r مشتق می گیریم:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial P_r} = \sum_{i=1}^m Z_i \left(\frac{\alpha_i}{\hat{P}_r} \right) - Z_i \left(\frac{1-\alpha_i}{1-\hat{P}_r} \right) = 0$$

$$\sum_{i=1}^m Z_i \alpha_i - Z_i \alpha_i \hat{P}_r + Z_i \alpha_i \hat{P}_r - P_r Z_i = 0$$

$$\Rightarrow \hat{P}_r = \frac{\sum_{i=1}^m Z_i \alpha_i}{\sum_{i=1}^m Z_i}$$

نسبت به P_b مشتق می گیریم:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial P_b} = \sum_{i=1}^m (1-Z_i) \left(\frac{\alpha_i}{\hat{P}_b} \right) - (1-Z_i) \left(\frac{1-\alpha_i}{1-\hat{P}_b} \right) = 0$$

$$\sum_{i=1}^m (1-Z_i) \alpha_i - (1-Z_i) \alpha_i \hat{P}_b + (1-Z_i) \alpha_i \hat{P}_b - \hat{P}_b (1-Z_i) = 0$$

$$\Rightarrow \hat{P}_b = \frac{\sum_{i=1}^m (1-Z_i) \alpha_i}{\sum_{i=1}^m (1-Z_i)}$$

ت) θ_t پارامتر در لحظه t باشد برای تخمین توزیع Z در لحظه $t+1$ داریم:

$$P(Z_i = 1 | \alpha_i, \theta_t) = \frac{P(\alpha_i | Z_i = 1, \theta_t) P(Z_i = 1 | \theta_t)}{P(\alpha_i | \theta_t)}$$

$$P(Z_i = 1 | \alpha_i, \theta_t) = \frac{P(\alpha_i | Z_i = 1, \theta_t) P(Z_i = 1 | \theta_t)}{P(\alpha_i | Z_i = 1, \theta_t) P(Z_i = 1 | \theta_t) + P(\alpha_i | Z_i = 0, \theta_t) P(Z_i = 0 | \theta_t)}$$

$$\begin{cases} P(Z_i = 1 | \theta_t) = \pi^t \\ P(\alpha_i | Z_i = 1, \theta_t) = (P_r^t)^{\alpha_i} (1 - P_r^t)^{1-\alpha_i} \\ P(\alpha_i | Z_i = 0, \theta_t) = (P_b^t)^{\alpha_i} (1 - P_b^t)^{1-\alpha_i} \end{cases} \Rightarrow$$

$$P(z_i=1 | x_i, \theta_t) = \frac{\pi^t (p_r^t)^{x_i} (1-p_r^t)^{1-x_i}}{\pi^t (p_r^t)^{x_i} (1-p_r^t)^{1-x_i} + (1-\pi^t) (p_b^t)^{x_i} (1-p_b^t)^{1-x_i}}$$

(۳) امید ریاضی log-likelihood :

$$E[L] = \sum_{i=1}^m \left[\gamma_i^t \ln p(x_i, 1; \theta) + (1-\gamma_i^t) \ln p(x_i, 0; \theta) \right]$$

مستق نسبت به پارامترها، مستق حساب می‌کنیم. اما چون در کسین "۰" می‌سب شدن صرف باز نویسی می‌کنیم:

$$\pi^{t+1} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \gamma_i^t$$

$$p_r^{t+1} = \frac{\sum_{i=1}^m \gamma_i^t x_i}{\sum_{i=1}^m \gamma_i^t}$$

$$p_b^{t+1} = \frac{\sum_{i=1}^m (1-\gamma_i^t) x_i}{\sum_{i=1}^m (1-\gamma_i^t)}$$