

8.1 Consider the hierarchical model :

$$\theta_1, \dots, \theta_m | \mu, \tau^2 \sim \text{iid } N(\mu, \tau^2)$$

$$y_{11j}, \dots, y_{njj} | \theta_j, \sigma^2 \sim \text{iid } N(\theta_j, \sigma^2)$$

$$\text{Var}[y_{ij} | \theta_j, \sigma^2], \text{Var}[\bar{y}_{\cdot j} | \theta_j, \sigma^2], \text{Cov}[y_{11j}, y_{12j} | \theta_j, \sigma^2]$$

$$\text{Var}[y_{ij} | \mu, \tau^2], \text{Var}[\bar{y}_{\cdot j} | \mu, \tau^2], \text{Cov}[y_{11j}, y_{12j} | \mu, \tau^2]$$

ⓐ $\text{Var}[y_{ij} | \theta_j, \sigma^2]$: i th group에서 y_j 를 Sampling 할 때의 변동성
(group of fixed)

$\text{Var}[y_{ij} | \mu, \tau^2]$: $N(\mu, \tau^2)$ 를 따르는 $\theta_1, \dots, \theta_m$ 을 하나 Sampling하고
그 그룹의 θ_j 에 대해 y_j 를 Sampling 할 때의 변동성
(위의 경우에서 그룹 간 변동성이 추가됨)

$\therefore \text{Var}[y_{ij} | \mu, \tau^2]$ 이 더 큼 것이다.

ⓑ ⓐ $\text{Cov}[y_{11j}, y_{12j} | \theta_j, \sigma^2] = 0$

θ_j 가 고정된 상태에서 y_{ij} 들은 iid 이므로 y_{11j}, y_{12j} 의 Cov는 0이다.

ⓒ $\text{Cov}[y_{11j}, y_{12j} | \mu, \tau^2]$

y_{11j} 의 정보가 θ_j 를 update하고 y_{12j} 에 대해 정보를 제공한다.

같은 그룹에서 온 y_{11j} 와 y_{12j} 는 positively correlated 되어 있음을 것이다.

ⓓ

$$① \text{Var}[y_{ij} | \theta_j, \sigma^2] = \sigma^2 \quad (\because y_{ij}, \dots, y_{njj} | \theta_j, \sigma^2 \sim \text{iid } N(\theta_j, \sigma^2))$$

$$② \text{Var}[\bar{y}_{\cdot j} | \theta_j, \sigma^2] = \frac{\sigma^2}{n_j} \quad (\text{sample mean의 variance})$$

$$③ \text{Var}[\bar{y}_{\cdot j} | \mu, \tau^2] = E[\text{Var}(y_{ij} | \theta_j, \sigma^2) | \mu, \tau^2]$$

$$+ \text{Var}[E(y_{ij} | \theta_j, \sigma^2) | \mu, \tau^2]$$

$$= E[\sigma^2 | \mu, \tau^2] + \text{Var}[\theta_j | \mu, \tau^2]$$

$$= \sigma^2 + \tau^2$$

\therefore ⓑ에서 생각한 대로 ① 분산보다 ③ 분산이 크다.

$$\begin{aligned}
 ④ \text{Var}[\bar{y}_{ij} | \mu, \tau^2] &= E[\text{Var}(\bar{y}_{ij} | \theta_j, \sigma^2) | \mu, \tau^2] \\
 &\quad + \text{Var}[E(\bar{y}_{ij} | \theta_j, \sigma^2) | \mu, \tau^2] \\
 &= E\left[\frac{\sigma^2}{n_j} | \mu, \tau^2\right] + \text{Var}[\theta_j | \mu, \tau^2] \\
 &= \frac{\sigma^2}{n_j} + \tau^2
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ⑤ \text{Cov}[y_{i1j}, y_{i2j} | \theta_j, \sigma^2] &= E[y_{i1j}, y_{i2j} | \theta_j, \sigma^2] - E[y_{i1j} | \theta_j, \sigma^2] E[y_{i2j} | \theta_j, \sigma^2] \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 ⑥ \text{Cov}[y_{i1j}, y_{i2j} | \mu, \tau^2] &= E[\text{Cov}(y_{i1j}, y_{i2j} | \theta_j, \sigma^2) | \mu, \tau^2] + \text{Cov}[E(y_{i1j} | \theta_j, \sigma^2), E(y_{i2j} | \theta_j, \sigma^2)] \\
 &= \text{Cov}[\theta_j, \theta_j] \\
 &= \tau^2
 \end{aligned}$$

∴ ⑥에서 예상한대로 ⑤ 공분산은 0, ⑥ 공분산은 양수가 나온다.

(d) A B

$$\begin{aligned}
 P(\mu | \theta_1, \dots, \theta_m, \sigma^2, \tau^2, y_1, \dots, y_m) &= \frac{P(Y | \theta, \sigma^2) \cdot P(\theta | \tau^2, \mu) P(\sigma^2) P(\tau^2) P(\mu)}{\int P(Y | \theta, \sigma^2) P(\theta | \tau^2, \mu) \cdot P(\sigma^2) P(\tau^2) P(\mu) d\mu} \quad (\because \text{Bayes Rule}) \\
 &= \frac{P(Y | \theta, \sigma^2) P(\theta | \tau^2, \mu) P(\sigma^2) P(\tau^2) P(\mu)}{P(Y | \theta, \sigma^2) P(\theta | \tau^2, \mu) \int P(\theta | \tau^2, \mu) P(\mu) d\mu} = \frac{P(\theta | \tau^2, \mu)}{\int P(\theta | \tau^2, \mu) P(\mu) d\mu} \\
 &= P(\mu | \theta, \tau^2)
 \end{aligned}$$

$$\therefore P(\mu | \theta, \sigma^2, \tau^2, y) = P(\mu | \theta, \tau^2)$$