

■ 변량효과(random effect)모형과 혼합효과(mixed effect)모형

○ 고정효과 모형(fixed effect model)

- 요인의 수준이 실험자의 의도에 의해 조정 또는 결정되는 경우
- 처리효과에 대한 가설검정의 결과는 분석에서 고려된 요인의 수준에 대해서만 적용할 수 있음

○ 변량효과 모형(random effect model)

- 고려할 수 있는 요인의 수준에서 random하게 선택된 경우
- 처리효과는 모수가 아니고 확률변수로 취급
- 처리효과의 분산에 대해 $\sigma_{\tau}^2 = 0$ 인지를 검정함
- 선택된 수준뿐만 아니라 고려했던 모든 요인의 수준에 대해서도 결과를 확장시킬 수 있음

○ 모형의 분류

- 모든 요인이 고정수준을 가지면 고정효과모형
- 모든 요인이 변량수준을 가지면 변량효과모형
- 일부 요인은 고정수준, 나머지는 변량수준을 가지면 혼합효과모형

□ 1 요인 변량효과 모형

○ 두 종류의 모집단

- ① 수준들의 모집단 Ω : 비교대상인 많은 수준들의 집합
 - 초등학생들의 학업성취도 비교 \Rightarrow 전국에 있는 모든 초등학교
 - 표준상황: Ω 에서 수준평균은 $N(\mu, \sigma_\mu^2)$ 분포를 따름
 - 모든 학교의 평균 성적의 분포는 $N(\mu, \sigma_\mu^2)$
 - μ : 수준평균들의 평균(상수) \Rightarrow 모든 학교의 전체평균
 - σ_μ^2 : 수준평균들의 분산
- ② 각 수준별 관측단위들의 모집단
 - 표준상황: 각 수준에서 반응변수는 정규분포를 따름
 - 그 평균은 다를 수 있으나 \Leftarrow 학교마다 평균을 다를 수 있음
 - 분산은 모든 수준에서 σ^2

○ 두 단계 추출

① 수준 추출

- 수준들의 모집단 Ω 에서 p 개의 수준을 무작위 추출
- μ_i : i 번째 추출되는 수준들의 평균반응

$$\Rightarrow \mu_i \sim \text{iid } N(\mu, \sigma_\mu^2)$$

② 관측단위 추출

- 추출되는 각 수준에서 n_i 개의 관측단위를 무작위로 추출(무작위 배정)
- $N = \sum_{i=1}^p n_i$

- i 번째 수준이 추출되었다고 할 때 그 평균반응이 μ_i^* 라고 하면, 그 수준에 대한 관측단위의 모집단에서 반응변수는 $N(\mu_i^*, \sigma^2)$ 를 따름

○ 1 요인 변량효과 분산분석 모형

- Y_{ij} : i 번째 추출 수준(학교)에서 j 번째 추출하는 관측단위(학생)의 반응변수

$$Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, p, \quad j = 1, \dots, n_i$$

- $\mu_i \sim \text{iid } N(\mu, \sigma_\mu^2)$: i 번째 추출수준의 수준평균
- $\varepsilon_{ij} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$
- $\tau_i = \mu_i - \mu$ 라고 하면

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, p, \quad j = 1, \dots, n_i$$

- $\tau_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_\mu^2)$
- 모든 τ_i 와 ε_{ij} 는 서로 독립

- 모형의 특징

- $E(Y_{ij}) = E(\mu_i + \varepsilon_{ij}) = \mu$

- $Var(Y_{ij}) = Var(\mu_i + \varepsilon_{ij}) = \sigma_\mu^2 + \sigma^2$

↳ 어떤 학교가 추출될지 모르는 것에 대한 변동

- $Y_{ij} \sim N(\mu, \sigma_\mu^2 + \sigma^2)$

- $Cov(Y_{ij}, Y_{ik}) = Cov(\mu_i + \varepsilon_{ij}, \mu_i + \varepsilon_{ik}) = Var(\mu_i) = \sigma_\mu^2$

⇒ 추출된 한 학교에서 추출된 두 학생의 성적의 공분산은 $\sigma_\mu^2 (\geq 0)$

⇒ 한 학생의 성적이 높으면 다른 학생의 성적이 높은 경향이 있음

- 분산 σ_μ^2 와 σ^2 를 variance components라고 함

⇒ components of variance 또는 random effects 모형이라고 부름

○ 관심문제

- 특정 수준의 평균에는 관심이 없음
- 수준에 따라 평균반응이 다른가?

$\Rightarrow \mu_i$ 는 확률변수로 $\sigma_\mu^2 > 0$ 라는 것은 μ_i 가 다른 값을 가질 수 있음을 의미

- 가설: $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ vs $H_1 : \sigma_\mu^2 > 0$

- σ_μ^2 의 추정
- μ 의 추정
- σ^2 의 추정
- $\frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma^2}$ 의 추정

$$Var(Y_{ij}) = \sigma_{\mu}^2 + \sigma^2$$

어느 학교인가? ↙ ↘ 그 학교의 어느 학생인가?

$$Cov(Y_{ij}, Y_{ik}) = \sigma_{\mu}^2$$

$\sigma_{\mu}^2 + \sigma^2$	전체 분산	한 수준을 추출하고 그 수준에서 한 관측단위를 추출해서 반응변수 값을 얻을 때,
σ_{μ}^2	학교 간의 차이의 분산	수준평균의 분산이 차지하는 비율

$$\rho = \frac{Cov(Y_{ij}, Y_{ik})}{\sqrt{Var(Y_{ij})} \sqrt{Var(Y_{ik})}} = \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma^2}$$

- ρ 가 크다는 것은
 - 전체분산 중 수준평균의 분산이 차지하는 비율이 높음
 - 한 수준의 두 관측값의 상관관계가 높음

○ 분산분석

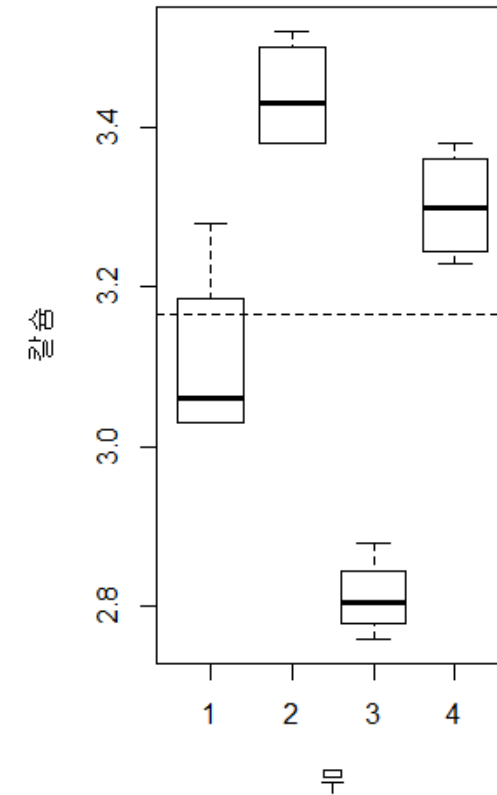
- 가정: $\varepsilon_{ij} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2), \tau_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_\tau^2), \tau_i$ 와 ε_{ij} 는 독립
- $H_0 : \sigma_\tau^2 = 0$ VS $H_1 : \sigma_\tau^2 > 0$
 - $\sigma_\tau^2 = 0$ 이라면, 모든 처리는 동일
 - $\sigma_\tau^2 > 0$ 이라면, 처리들 간에 변동이 있다는 것을 의미
- 제곱합 등식 $TSS = SSTR + SSE$ 는 계속 사용

변인	자유도	제곱합(SS)	평균제곱(MS)	F
처리(모형)	$p - 1$	SSTR	MSTR	MSTR/MSE
오차	$N - p$	SSE	MSE	
전체	$N - 1$	TSS		

- $E(MSTR) = \sigma^2 + n' \sigma_\mu^2, \quad n' = (N - \sum n_i^2 / N) / (p - 1)$
 - 모든 $n_i = n$ 이면 $n' = n$
 - $n' \sigma_\mu^2 = E(MSTR) - E(MSE)$
 - $\sigma_\mu^2 = \frac{E(MSTR) - E(MSE)}{n'} \Rightarrow \hat{\sigma}_\mu^2 = \frac{MSTR - MSE}{n'}$
 - $MSTR < MSE$ 이면 $\hat{\sigma}_\mu^2 < 0 \Rightarrow \hat{\sigma}_\mu^2 = 0$ 으로 고쳐 사용

● 무 4개를 무작위로 추출하여 위에 포함된 칼슘함량을 4회씩 측정

종류	1	2	3	4	
	3.28	3.52	2.88	3.34	
	3.09	3.48	2.80	3.38	
	3.03	3.38	2.81	3.23	
	3.03	3.38	2.76	3.26	
합	12.43	13.76	11.25	13.21	50.65
평균	3.11	3.44	2.81	3.30	3.17



- $H_0 : \sigma_\tau^2 = 0$ VS $H_1 : \sigma_\tau^2 > 0$
 - $CT = 50.65^2 / 16 = 160.3389$
 - $TSS = 3.28^2 + 3.52^2 + \dots + 3.26^2 - CT = 0.9676$
 - $SSTR = \frac{1}{4}(12.43^2 + \dots + 13.21^2) - CT = 0.8884$
 - $SSE = TSS - SSTR = 0.9676 - 0.8884 = 0.0792$
 - 분산분석표

변인	자유도	제곱합(SS)	평균제곱(MS)	F
처리(모형)	3	0.8884	0.2961	44.9
오차	12	0.0792	0.0066	
전체	15	0.9676		

- $F_{0.01, 3, 12} = 5.95 < 44.9 \Rightarrow$ 1% 유의수준에서 H_0 기각

- 무에 따라 칼슘함량에 차이가 있음

- μ 의 추정

- $\mu = E(\mu_i)$

- $\hat{\mu}_i = \bar{Y}_{i.}$

- $\hat{\mu} = \bar{Y}_{i.}$ 의 평균 \Rightarrow 균형 자료이므로 $\hat{\mu} = \bar{Y}_{..} \Leftarrow 3.17$

- σ^2 와 σ_{μ}^2 의 추정

- $\hat{\sigma}^2 = MSE \Leftarrow 0.0066$

- $\hat{\sigma}_{\mu}^2 = \frac{MSTR - MSE}{n'} \Leftarrow \frac{0.2961 - 0.0066}{4} = 0.0724$

- $\frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma^2}$ 의 추정 $\Leftarrow \frac{\hat{\sigma}_{\mu}^2}{\hat{\sigma}_{\mu}^2 + \hat{\sigma}^2} = \frac{0.0724}{0.0724 + 0.0066} = 0.916$

- 칼슘 함량의 정도가 대부분 무 간의 차이에 의해 발생

- 동일 무에서 추출된 칼슘의 함량의 상관계수는 0.916

□ 2 요인 변량효과 모형과 혼합효과 모형

- 반복이 없는 2요인 변량효과 모형

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

- $\alpha_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_\alpha^2), \quad \beta_j \sim \text{iid } N(0, \sigma_\beta^2), \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$
- $\alpha_i, \beta_j, \varepsilon_{ij}$ 서로독립
- $\text{Var}(Y_{ij}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\beta^2 + \sigma^2$
- $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{ik}) = \text{Cov}(\alpha_i, \alpha_i) = \sigma_\alpha^2, \quad \text{Cov}(Y_{ij}, Y_{kj}) = \text{Cov}(\beta_j, \beta_j) = \sigma_\beta^2$

- 반복이 없는 2요인 혼합효과 모형(A: 고정, B: 변량)

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \varepsilon_{ij}$$

- $\alpha_i = \mu_{i.} - \mu$: 요인 A의 i 번째 처리효과 $\Leftrightarrow H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_a = 0$
- $\beta_j \sim \text{iid } N(0, \sigma_\beta^2), \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{iid } N(0, \sigma^2), \quad \beta_j$ 와 ε_{ij} 는 서로독립
- $E(Y_{ij}) = \mu + \alpha_i = \mu_{i.}$
- $\text{Var}(Y_{ij}) = \sigma_\beta^2 + \sigma^2$
- $\text{Cov}(Y_{ij}, Y_{ik}) = 0, \quad \text{Cov}(Y_{ij}, Y_{kj}) = \text{Cov}(\beta_j, \beta_j) = \sigma_\beta^2$

변인	EMS		
	Fixed	Random	Mixed
A	$\sigma^2 + \frac{b}{a-1} \sum_i \alpha_i^2$	$\sigma^2 + b\sigma_\alpha^2$	$\sigma^2 + \frac{b}{a-1} \sum_i \alpha_i^2$
B	$\sigma^2 + \frac{a}{b-1} \sum_j \beta_j^2$	$\sigma^2 + a\sigma_\beta^2$	$\sigma^2 + a\sigma_\beta^2$
Error	σ^2	σ^2	σ^2

- 반복이 있는 2요인 변량효과 모형에서의 관심문제

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

- $\alpha_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_\alpha^2)$, $\beta_j \sim \text{iid } N(0, \sigma_\beta^2)$, $(\alpha\beta)_{ij} \sim \text{iid } N(0, \sigma_{(\alpha\beta)}^2)$
- 상호작용이 있는가? $\Leftrightarrow \sigma_{(\alpha\beta)}^2 > 0$
- A 요인의 주효과가 있는가? $\Leftrightarrow \sigma_\alpha^2 > 0$
- B 요인의 주효과가 있는가? $\Leftrightarrow \sigma_\beta^2 > 0$
- 분산요소 σ_α^2 , σ_β^2 , $\sigma_{(\alpha\beta)}^2$, σ^2 의 추정

- 반복이 있는 2요인 혼합효과 모형에서의 관심문제(A: 고정, B: 변량)

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

- $\alpha_i = \mu(A_i) - \mu = \mu_{i.} - \mu, \beta_j \sim \text{iid } N(0, \sigma_\beta^2), (\alpha\beta)_{ij} \sim \text{iid } N(0, \sigma_{(\alpha\beta)}^2)$
- 상호작용이 있는가? $\Rightarrow \sigma_{(\alpha\beta)}^2 > 0$
- A 요인의 주효과가 있는가? \Rightarrow 하나 이상의 α_i 가 0이 아니다.
- B 요인의 주효과가 있는가? $\sigma_\beta^2 > 0$
- 분산요소 $\sigma_\beta^2, \sigma_{(\alpha\beta)}^2, \sigma^2$ 의 추정
- 고정수준 요인의 효과 추정과 비교

- 분산분석표

- 변량효과모형과 혼합효과모형의 제곱합, 자유도, 평균제곱은 고정효과모형의 경우와 같음
- EMS는 고정수준의 경우와 다르고 이에 따라 검정통계량도 달라짐

- ① 상호작용

- $H_0 : \sigma^2_{(\alpha\beta)} = 0$ vs $H_1 : \sigma^2_{(\alpha\beta)} > 0$
- $F = MS(AB) / MSE \sim F_{(a-1)(b-1), ab(n-1)}$
- 상호작용의 강약
 - $Var[(\hat{\alpha\beta})_{ij}] > \hat{\sigma}^2$ 이면 강한 것으로 보고 아니면 약한 것으로 봄

② 주효과 검정

- $H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0$ vs $H_1 : \sigma_\alpha^2 > 0$ (변량효과모형)
- $H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_a = 0$ vs $H_1 : \text{not } H_0$ (혼합모형)

변인	자유도	SS
A	a-1	$nb \sum (\bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{...})^2$
B	b-1	$na \sum (\bar{Y}_{.j.} - \bar{Y}_{...})^2$
(AB)	(a-1)(b-1)	$n \sum \sum (\bar{Y}_{ij.} - \bar{Y}_{i..} - \bar{Y}_{.j.} + \bar{Y}_{...})^2$
Error	ab(n-1)	$\sum \sum \sum (Y_{ijk} - \bar{Y}_{ij.})^2$

변인	EMS	
	Fixed	Random
A	$\sigma^2 + \frac{nb}{a-1} \sum_i \alpha_i^2$	$\sigma^2 + n\sigma_{(\alpha\beta)}^2 + nb\sigma_\alpha^2$
B	$\sigma^2 + \frac{na}{b-1} \sum_j \beta_j^2$	$\sigma^2 + n\sigma_{(\alpha\beta)}^2 + na\sigma_\beta^2$
(AB)	$\sigma^2 + \frac{n}{(a-1)(b-1)} \sum_{ij} (\alpha\beta)_{ij}^2$	$\sigma^2 + n\sigma_{(\alpha\beta)}^2$
Error	σ^2	σ^2

가설	검정통계량
$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0 \text{ vs } H_1 : \sigma_\alpha^2 > 0$	
$H_0 : \sigma_\beta^2 = 0 \text{ vs } H_1 : \sigma_\beta^2 > 0$	
$H_0 : \sigma_{(\alpha\beta)}^2 = 0 \text{ vs } H_1 : \sigma_{(\alpha\beta)}^2 > 0$	