



# 실험계획과 분석

심송용(한림대학교 데이터과학스쿨)

<http://jupiter.hallym.ac.kr>

# 이원배치법

이원배치 분산분석 모형(고정효과)

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \epsilon_{ijk},$$

$$i = 1, 2, \dots, a; j = 1, 2, \dots, b; k = 1, 2, \dots, k$$

$$\sum_{i=1}^a \alpha_i = 0$$

$$\sum_{j=1}^b \beta_j = 0$$

$$\sum_{i=1}^a (\alpha\beta)_{ij} = \sum_{j=1}^b (\alpha\beta)_{ij} = 0$$

$$\epsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \text{ 이고 모두 독립}$$

- $\alpha_i$ : 요인 A에 의한 차이
- $\beta_j$ : 요인 B에 의한 차이
- $(\alpha\beta)_{ij}$ : 요인 A와 B의 상호작용에 의한 차이

# 제공합의 분해와 분산분석표

## 제공합의 분해

$$y_{ijk} - \bar{y}_{...} = (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})$$

에서 양변을 제곱하여 합하면

$$\begin{aligned} \sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 &= \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 + \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2 + \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2 + \sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2 \\ &\quad + 2 \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})(\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) \text{ 등의 교차항} \end{aligned}$$

- 교차항은 모두 0임을 증명할 수 있음.

- $CT = \frac{y_{...}^2}{abn} = abn \cdot \bar{y}_{...}^2$  라 하면

- $\sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{i,j,k} y_{ijk}^2 - abn \times \bar{y}_{...}^2 = \sum_{i,j,k} y_{ijk}^2 - CT$

## 제공합의 분해와 분산분석표

- $\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 = bn \sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 = bn \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i..}^2 - \frac{y_{...}^2}{abn} = bn \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i..}^2 - CT$
- $\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{j=1}^b an (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2 = an \sum_{j=1}^b \bar{y}_{.j.}^2 - CT$
- $\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2 = n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2$

각 제공합은 다음과 같음.

- 전체 제공합 SST:  $\sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 = \sum_{i,j,k} y_{ijk}^2 - CT$
- 요인 A에 의한 제공합 SSA:  $\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 = bn \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i..}^2 - CT$
- 요인 B에 의한 제공합 SSB:  $\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2 = an \sum_{j=1}^b \bar{y}_{.j.}^2 - CT$

## 제공합의 분해와 분산분석표

- 요인 A, B의 상호작용 제공합 SSAB:

$$\sum_{i,j,k} (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2 = n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2$$

$$= n \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \bar{y}_{ij.}^2 - bn \sum_{i=1}^a \bar{y}_{i..}^2 - an \sum_{j=1}^b \bar{y}_{.j.}^2 + CT$$

- 오차제공합 SSE:  $\sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2$

따라서

$$SST = SSA + SSB + SSAB + SSE$$

실제 계산에서

SSE = SST - SSA - SSB - SSAB 로 SSE 계산

## 제곱합의 분해와 분산분석표

각 제곱합의 자유도

- $SST = \sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2$ 의 자유도:  $abn - 1$
- $SSA = \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2$ 의 자유도:  $a - 1$
- $SSB = \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2$ 의 자유도:  $b - 1$
- $SSAB = \sum_{i,j,k} (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2$ 의 자유도:  $ab - a - b + 1 = (a - 1)(b - 1)$
- $SSE = \sum_{i,j,k} (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2$ 의 자유도:  $abn - ab = ab(n - 1)$

자유도도 다음이 성립:

$$abn - 1 = (a - 1) + (b - 1) + (a - 1)(b - 1) + ab(n - 1)$$

# 제공합의 분해와 분산분석표

## 분산분석표

요인	제공합	자유도	평균제곱(MS)	$F$	유의확률
A	SSA	$a - 1$	$MSA = \frac{SSA}{a - 1}$	$F_0 = \frac{MSA}{MSE}$	$\Pr[F_{a-1, ab(n-1)} > F_0]$
B	SSB	$b - 1$	$MSB = \frac{SSB}{b - 1}$	$F_0 = \frac{MSB}{MSE}$	$\Pr[F_{b-1, ab(n-1)} > F_0]$
$A \times B$	SSAB	$(a - 1)(b - 1)$	$MSAB = \frac{SSAB}{(a - 1)(b - 1)}$	$F_0 = \frac{MSAB}{MSE}$	$\Pr[F_{(a-1)(b-1), ab(n-1)} > F_0]$
오차	SSE	$ab(n - 1)$	$MSE = \frac{SSE}{ab(n - 1)}$		
전체	SST	$abn - 1$			

## 제공합의 분해와 분산분석표

- 귀무가설  $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_a = 0$  (요인 A에 의한 차이 없음)은

$$F_0 = \frac{MSA}{MSE} > F_{a-1, ab(n-1); \alpha} \text{ 이거나 유의확률이 유의수준 } \alpha \text{보다 작으면 기각}$$

- 귀무가설  $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_b = 0$  (요인 B에 의한 차이 없음)은

$$F_0 = \frac{MSB}{MSE} > F_{b-1, ab(n-1); \alpha} \text{ 이거나 유의확률이 유의수준 } \alpha \text{보다 작으면 기각}$$

- 귀무가설  $H_0 : (\alpha\beta)_{11} = (\alpha\beta)_{12} = \dots = (\alpha\beta)_{ab} = 0$  (요인 A와 B에 의한 상호작용 없음)은

$$F_0 = \frac{MSAB}{MSE} > F_{(a-1)(b-1), ab(n-1); \alpha} \text{ 이거나 유의확률이 유의수준 } \alpha \text{보다 작으면 기각}$$



## 제공합의 분해와 분산분석표

평균제공의 기댓값(모수모형)

$$E(MSA) = \sigma^2 + \frac{bn}{a-1} \sum_{i=1}^a \alpha_i^2$$

$$E(MSB) = \sigma^2 + \frac{an}{b-1} \sum_{j=1}^b \beta_j^2$$

$$E(MSAB) = \sigma^2 + \frac{n}{(a-1)(b-1)} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\alpha\beta)_{ij}^2$$

$$E(MSE) = \sigma^2$$

- $\sigma^2$ 에 대한 추정치는 분산분석표의 MSE
- 각 귀무가설이 참이면 해당 평균제공의 기댓값이 모두  $\sigma^2$