실험계획과 분석

심송용(한림대학교 데이터과학스쿨)

http://jupiter.hallym.ac.kr

제곱합의 분해와 분산분석-Nested Design

각 제곱합의 자유도

• SST =
$$\sum_{i,j,k} (y_{\underline{ijk}} - \overline{y}_{...})^2$$
의 자유도: $abn-1$

• SSA =
$$\sum_{i,j,k} (\overline{y}_{i..} - \overline{y}_{...})^2$$
 의 자유도: $a-1$

• SSB(A) =
$$\sum_{i,j,k} (\overline{y}_{ij} - \overline{y}_{i..})^2$$
 의 자유도: $ab - a = a(b-1)$

SSB의 자유도와 SSAB의 자유도 합 (b-1)+(a-1)(b-1)과 같음

• SSE =
$$\sum_{i,j,k} (y_{\underline{ijk}} - \overline{y}_{\underline{ij.}})^2$$
의 자유도: $abn - ab = ab(n-1)$

자유도도 다음이 성립:

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

제곱합의 분해와 분산분석-Nested Design

분산분석표(두 요인 A, B가 모두 고정효과)

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

- 귀무가설 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_a = 0$ (요인 A에 의한 차이 없음)은 $F_0 = \frac{\text{MSA}}{\text{MSE}} > F_{a-1,ab(n-1);\alpha} \text{ 이거나 유의확률이 유의수준 } \alpha 보다 작으면 기각$
- 귀무가설 $H_0: \beta_{1(1)}=\beta_{2(1)}=\dots=\beta_{b(a)}=0$ (요인 B(A)에 의한 차이 없음)은 $F_0=\frac{\text{MSB}(A)}{\text{MSE}}>F_{a(b-1),ab(n-1);\alpha} \text{ 이거나 유의확률이 유의수준 }\alpha$ 보다 작으면 기각

제곱합의 분해와 분산분석-Nested Design

고정효가의다름

K

분산분석표(두 요인 A, B(A)가 모두 임의효과)

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

- A의 주효과 검정: 귀무가설 $H_0: \sigma_{\alpha}^2 = 0$ 대 대립가설 $H_1: \sigma_{\alpha}^2 \neq 0$ $F_0 = \frac{\text{MSA}}{\text{MSB}(A)} > F_{a-1,a(b-1);\alpha} \text{ 이면 } H_0 \text{ 기각}$
- B(A)의 효과 검정: 귀무가설 $H_0: \sigma_\beta^2 = 0$ 대 대립가설 $H_1: \sigma_\beta^2 \neq 0$ $F_0 = \frac{\text{MSB}(A)}{\text{MSE}} > F_{a(b-1),ab(n-1);\alpha} \text{ 이면 } H_0 \text{ 기각}$

예: 학교나 담임선생님에 따라 학생들의 학업성취도가 차이나는지 알아보기 임의로 3개의 학교를 선정하고 각 학교에서 2개의 반을 선택하여 성취도 테스트를 한 결과이다. (학교를 요인 A, 학급(담임)을 요인 B)

A	.1	A2		A3	
B1	B2	B1	B2	B1	B2
20, 18, 14	19, 20, 20	14, 18, 14	12, 12, 9	13, 16, 13	9, 4, 4

$$\sum_{ijk} y_{ijk}^2 = 3873$$
, $\sum_{i,j,k} y_{ijk} = 249$, $CT = \frac{249^2}{3 \cdot 2 \cdot 3} = 3444.5$ 이고 필요한 수준별 평균 $\overline{y}_{i..}$ 및 $\overline{y}_{ij.}$ 는 다음과 같다.

	B1	B2.	평균	전체 평균
A1	17.333	19.667	18.500	
A2	15.333	11.000	13.167	13.83333
A3	14.000	5.667	9.833	<u>v</u>

각 제곱합은

$$SST = \sum_{i,j,k} y_{ijk}^2 - CT = 3873 - 3444.5 = 428.5$$

SSA =
$$bn\sum_{i=1}^{a} y_{i..}^{-2} - CT = 2 \cdot 3(18.5^2 + 13.167^2 + 9.8333^2) - 3444.5 = 229.333$$

SSB(A) = $n\sum_{i,j}^{a} y_{ij.}^{-2} - bn\sum_{i,j}^{a} y_{i..}^{-2}$

SSB(A) =
$$n \sum_{i,j}^{a} y_{ij.}^{-2} - \underline{bn} \sum_{i,j}^{a} y_{i..}^{-2}$$

$$= 3(17.333^2 + 19.667^2 + 15.333^2 + 11^2 + 14^2 + 5.667^2) - 2 \cdot 3(18.5^2 + 13.167^2 + 9.8333^2)$$

=140.500

$${\tt SSE} = {\tt SST} - {\tt SSA} - {\tt SSB} - {\tt SSAB} = 428.5 - 229.333 - 140.500 = 58.666$$

으로 계산된다.

55 B(A)

참고로

$$SSB = an \sum_{j=1}^{b} \overline{y}_{.j.}^{-2} - CT = 3 \cdot 3(15.556^{2} + 12.111^{2}) - 3444.5 = 53.388$$

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

=
$$3(17.333^2 + 19.667^2 + 15.333^2 + 11^2 + 14^2 + 5.667^2)$$

 $-2 \cdot 3(18.500^2 + 13.167^2 + 9.833^2) - 3 \cdot 3(15.556^2 + 12.111^2) - 3444.5$
= $3814.333 - 3673.833 - 3497.889 + 3444.5 = 87.111$
이므로 SSB(A) = SSB + SSAB = $53.388 + 87.111 = 140.499$ 로 얻을 수도 있다.

이 경우 학교 및 담임선생님이 모두 임의효과이므로 분산분석표는

요인	제곱합	자유도	평균제곱(MS)	F	유의확률
A	229.333	$\frac{2}{2}$	114.666	2.448	0.2342
B(A)	140.500	3	46.833	9.58)	0.0017
오차	58.666	12	4.888	A.	
전체	428.5	17		•	

• $F_0=2.448 < F_{2,3;0.05}=9.55$ 이므로 귀무가설 $H_{0:}\sigma_{\alpha}^2=0$ 을 기각하지 못함(따라서 학교 차이 없음)

•

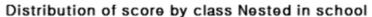
• $F_0=9.58>F_{\underline{3,12;0.05}}=\underline{3.4903}$ 이므로 귀무가설 $H_0:\sigma_\beta^2=0$ 을 기각 따라서 담임선생님 차이 있음)

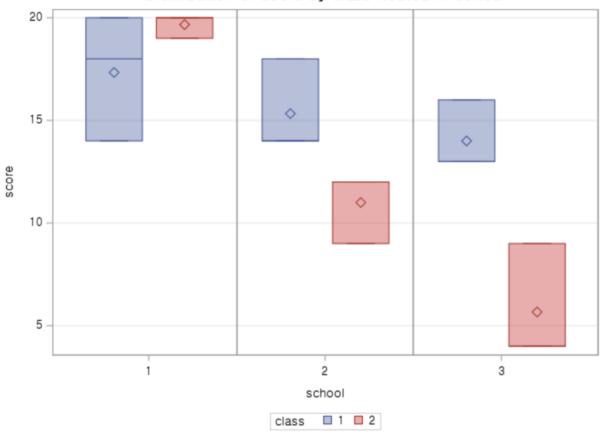
위의 유의확률은 다음과 같음

- > 1-pf(2.448, 2,3)
- [1] 0.2341915
- > 1-pf(9.58,3,12)
- [1] 0.001655408

SAS를 사용한 내포설계 분석

```
data a; /* nested1.sas */
input school class score@@;
cards;
2 1 14 2 1 18 2 1 14
2 2 12 2 2 12 2 2 9
3 1 13 3 1 16 3 1 13
3 2 9 3 2 4 3 2 4
proc glm data=a;
 class school class;
 model score = school class(school);
 random school class(school)/test;
run;
```





고정효과 모형일때의 ANVA table:

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
school	2	229,3333333	114,6666667	23,45	<,0001
class(school)	3	140,5000000	46,8333333	9,58	0,0017

MSA, MSB(A) 의 기댓값:

Source	Type III Expected Mean Square			
school	Var(Error) + 3 Var(class(school)) + 6 Var(school)			
vclass(school)	Var(Error) + 3 Var(class(school))			

Dependent Variable: score

 Source
 DF
 Type III SS
 Mean Square
 F Value
 Pr > F

 school
 2
 229,333333
 114,666667
 2.45
 0,2342

 Error
 3
 140,500000
 46,833333
 140,500000
 46,833333

Error: MS(class(school))

수정된 분산분석표:

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
class(school)	3	140,500000	46,833333	9,58	0,0017
Error: MS(Error)	12	58,666667	4,888889		

위의 기댓값을 보면 school에 검정은 class(school)로 나누어야 함. 따라서 TEST 문을 사용

```
/* nested2.sas */
data step 생략
proc glm data=a;
class school class;
model score = school class(school);
test H = school E= class(school);
run;
```

검정결과

Tests of Hypotheses Using the Type III MS for class(school) as an Error Term						
Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F	
school	2	229,3333333	114,6666667	2,45	0,2342	

다중비교:

- 이 경우 class(school)이 유의하므로 다중비교는 이를 기준으로 실행.
- 이 경우 주효과(school)는 실제 유의하지도 않고 유의하더라도 이 주효과에 대한 다중비 교는 상대적으로 의미없음.

```
/* nested3.sas */
data step 생략

proc glm data=a;
  class school class;
  model score = school class(school);
  random school class(school)/test;
  lsmeans class(school) / adjust=tukey lines;
run;
```

모든 가능한 조합의 비교

Least Squares Means Adjustment for Multiple Comparisons: Tukey

class	school	score LSMEAN	LSMEAN Number
1	1	17,3333333	1
2	1	19,6666667	2
1	2	15,3333333	3
2	2	11,0000000	4
1	3	14,0000000	5
2	3	5,6666667	6

Least Squares Means for effect class(school) Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Dependent Variable: score

i/j	1	2	3	4	5	6
1		0,7838	0,8691	0,0389	0.4748	0,0003
2	0,7838		0,2299	0,0045	0.0721	<.0001
3	0,8691	0,2299		0,2299	0,9728	0,0018
4	0,0389	0,0045	0,2299		0,5780	0,0975
5	0,4748	0,0721	0,9728	0,5780		0,0061
6	0,0003	<.0001	0,0018	0,0975	0.0061	

score Tukey Grouping for LS-Means of class (school) (Alpha = 0.05)

LS-means covered by the same bar are not significantly different.

class	school	Estimate	
2	1	19.6667	
1	1	17.3333	
1	2	15.3333	
1	3	14.0000	
2	2	11.0000	
2	3	5.6667	