고급연구방법 및 통계

7주. t-test, ANOVA

변해원

오늘의 수업 개요

- 이전 수업 복습
- 수업
 - T-test
 - ANOVA
 - one-way ANOVA
 - two-way ANOVA
- 핵심정리

지난 시간 주요 복습



T-test.

- 1. 독립적인 두 집단의 평균비교
 - 독립표본 T-검정
 - 2. 치료 전(처리 전)과 치료 후(처리 후)의 평균비교
 - paired(짝지은) T-검정

연습

- 1. 정상집단과 음성장애 집단의 강도 차이?
- 2. 음성장애 집단의 이완요법 전과 후의 차이?
 (치료효과)
- 3. 말더듬 환자의 DAF 치료 후 반복 횟수 차이? (치료효과)
 - 4. 말더듬 환자와 정상집단의 반복 횟수 차이?

오늘 수업 시작



예제. 파일 2.2

(예제 2.2) on p.15 : 모분산이 알려지지 않았지만 두 모분산이 같고, 표본의 크기가 작고, 정규모집단의 경우의 독립 t-test 뚜렷한 폐기종(emphysema) 발전 이전의 흡연자에 대해 폐 파괴현상을 조사한 자료이다. 비흡연자 집단과 호흡기질환 외의 다른원인으로 사망한 흡연자 집단에 대해 폐파괴지수를 측정하였다 (높은수치는 폐의 손상됨이 크다는 것을 뜻한다). 각 그룹에서의 관측치들은정규분포(normal distribution)을 따르는 모집단으로부터 독립적으로얻어진 것이며, 두 그룹에서의 모분산은 같다고 가정하자. 흡연자와비흡연자의 폐 파괴지수의 평균이 같다고 할 수 있는가?

<u> </u>	16.6 13.9 11.3 26.5 17.4 15.3 15.8 12.3 18.6 12.0 24.1
	16.5 21.8 16.3 23.4 18.8
비흡연자	18.1 6.0 10.8 11.0 7.7 17.9 8.5 13.0 18.9

 H_0 :

 $(즉, \mu_1 = \mu_2)$

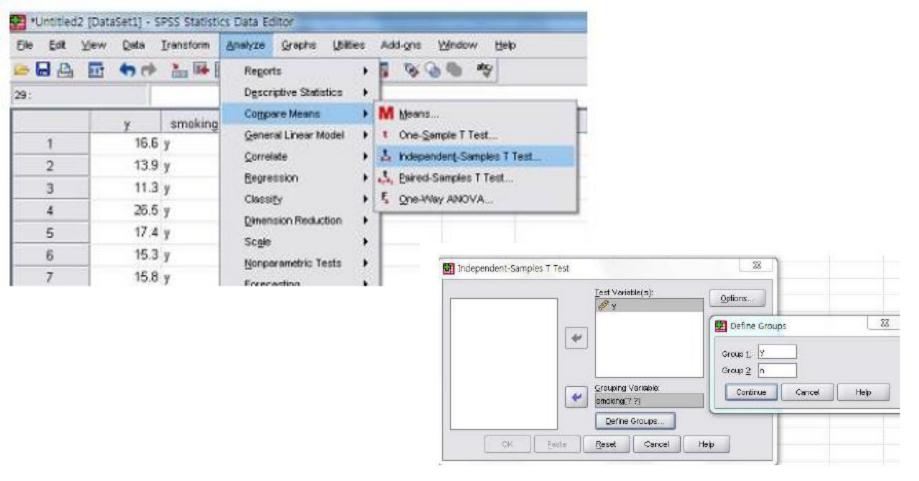
 H_1 :

(즉, $\mu_1 \neq \mu_2$)

독립인 두 그룹, 두 모집단은 정규분포, 모분산 같음 ==> independent t-test 실행

y : 폐 파괴지수

smoking: 흡연 여부 (y/n)



Group Statistics

	smoking	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
у	У	16	17.538	4.4752	1.1188
	n	9	12.433	4.8492	1.6164

귀무가설: 등분산이다(차이가 없다)

Independent Samples Test

			-							
Г			ne's Test for y of Variances t-test for Equality of Means							
l					95% Confidenc Interval of the Difference					
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
)	Equal variances assumed	.264	.612	2.658	23	.014	5.1042	1.9203	1.1317	9.0767
	Equal variances not assumed			2.596	15.593	.020	5.1042	1.9658	.9279	9.2804

등분산성 검정 (Levene's test)

$$H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2$$
 (즉, 등분산) vs. $H_1:\sigma_1^2\neq\sigma_2^2$ (즉, 이분산)

Do not reject the null hypothesis at the significance level 0.05 (α =0.05)

(∵ p-value=0.612 > 0.05=alpha)

==> 등분산

Independent Samples Test

Г			s Test for of Variances t-test for Equality of Means							
									95% Co Interval Differ	of the
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
У	Equal variances assumed	.264	.612	2.658	23	.014	5.1042	1.9203	1.1317	9.0767
	Equal variances not assumed			2.596	15.593	.020	5.1042	1.9658	.9279	9.2804

<u>두 집단의 평균 차이에 대한 검정 (independent t-test)</u>

 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ (즉, 두 집단의 평균 차 없음) vs.

 $H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ (두 집단의 평균 차 있음)

Reject the null hypothesis at the significance level 0.05 (α =0.05)

(∵ p-value=0.014 < 0.05=alpha)</p>

==> 두 집단간 평균 차이가 유의함

(즉, 유의수준 0.05에서 흡연자의 폐 파괴지수의 평균은 비흡연자의 평균과 통계적으로 유의하게 다르다고 할 수 있음)

2.2 짝지은 표본의 비교(Paired t-test)

 한 집단의 개체를 대상으로 처리 전과 처리 후의 특성치를 관측하여 차이를 알아볼 때 사용.

ID	처리전	처리후	차이 (= 처리전과 후의 차이)
1	x_1	У1	d_1
2	x_2	У2	d_2
3	Хз	Уз	d₃
 n	Xn	Уn	d_n

예제 2.3 paired t-test (쌍체검정)

 한 연구에서 환자 15명에게 새로운 혈압강하제를 12주 동안 투입한 다음 약을 복용하기 전의 혈압 과 복용 후 혈압을 비교하였다. 이 새로운 약은 혈 압강하에 효과가 있다고 할 수 있는가?

환자번호	복용전 혈압	복용후 혈압	차이(복용후-전)
1	90	72	-18
2	56	55	-1
3	49	56	7
4	64	57	-7
5	65	62	-3
6	88	79	-9
7	62	55	-7
8	91	72	-19
9	74	73	-1
10	93	74	-19
11	55	58	3
12	71	59	-12
13	54	58	4
14	64	71	7
15	54	61	7

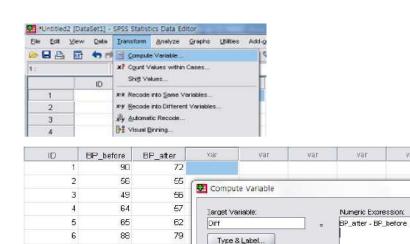
ID : 환자 번호

BP_before : 투약 전 혈압 BP_after : 투약 후 혈압

ID	BP_before	BP_after
1	90	72
2	56	55
3	49	56
4	64	57
5	65	62
6	88	79
7	62	55
8	91	72
9	74	73
10	93	74
11	55	58
12	71	59
13	54	58
14	64	71
15	54	61

새 변수 생성(diff; 차이 변수)

1/3



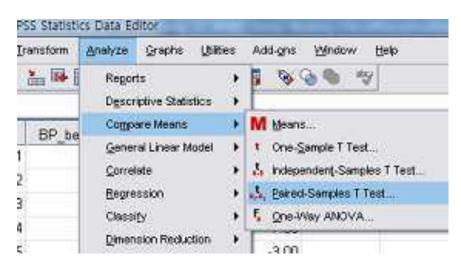
♣ ID

BP_before

BP_after

ID	BP_before	BP_after	Diff
1	90	72	-18.00
2	56	55	-1.00
3	49	56	7.00
4	64	57	-7.00
5	65	62	-3.00
6	88	79	-9.00
7	62	55	-7.00
8	91	72	-19.00
9	74	73	-1.00
10	93	74	-19.00
11	55	58	3.00
12	71	59	-12.00
13	54	5B	4.00
14	64	71	7.00
15	54	61	7.00

짝지은 두 집단의 평균 차이에 대한 검정 (paired t-test)



Paired Samples Statistics

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair 1	BP_after	64.13	15	8.314	2.147
	BP_before	68.67	15	15.164	3.915

Paired Samples Test

			Paired Differ	rences				
				95% Confidence Interval of the Difference				
		Std.	Std. Error					Sig.
	Mean	Deviation	Mean	Lower	Upper	t	df	(2-tailed)
BP_after - BP_before	-4.533	9.425	2.434	-9.753	.686	-1.863	14	.084

Paired Samples Test

			Paired Differ	rences				
				95% Confidence Interval of the Difference				
	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	Lower	Upper	t	df	ig. ailed)
BP_after - BP_before	-4.533	9.425	2.434	-9.753	.686	-1.863	14	.084

 $\mu_D = \mu_{after} - \mu_{before}$ = 투약후의 평균 혈압-투약전의 평균 혈압

 $H_0: \mu_D = 0$ (즉, 투약 전과 후의 평균 차 없음) vs.

 $H_1: \mu_D \neq 0$ (즉, 투약 전과 후의 평균 차 있음)

Do not reject the null hypothesis at the significance level 0.05 (lpha=0.05)

(∵ p-value=0.084 > 0.05=alpha)

==> 투약 전후의 혈압에 차이가 있다고 할 수 없음

(즉, 유의수준 0.05에서 투약 전후의 혈압에 통계적으로 유의한 차이가 있다고 할 만한 충분한 근거가 없음)

- 독립인 여러 집단의 평균비교 ANOVA; 비교하고자 하는 집단이 셋 이상일 때의 분석방법
 - 영가설: 세 집단에 차이가 없다. 연구가설: 한 집단이라도 차이가 있다.
 - 요인: 그룹을 나누는 변수
 - 한 개의 요인을 고려하는 경우 (1-Way ANOVA)
 - 독립변수가 하나인 경우

- 두 개의 요인을 고려하는 경우 (2-Way ANOVA)
 - 독립변수가 두 개인 경우
- * 독립변수가 세 개 이상이면 요인간 주효과 간접효과를 모두 살펴보아야 하기 때문에 해석하기가 어려움. -> 두 개요인까지만 설계할 것.

한 개의 요인을 고려하는 경우 (1-Way ANOVA) *요인: 그룹을 나누는 변수

가정 - j번째 그룹의 $(y_{1j},y_{2j},...,y_{n,j})$ 은 $N(\mu_j,\sigma^2)$ 인 모집단에서 나온 표본

- k개의 표본은 서로 독립, 등분산

$$\begin{aligned} y_{ij} &= \alpha + \mu_j + \epsilon_{ij} \quad , \quad (i=1,2,\ldots,n_j, \quad j=1,2,\ldots,k) \\ &\qquad \qquad \epsilon_{ij} \quad \stackrel{iid}{\sim} \quad N(0,\sigma^2) \end{aligned}$$

	집단 1	집단 2	******	집단 k				
	y_{11}	y_{12}		y_{1k}				
-11 - 11	y_{21}	y_{22}	•	y_{2k}				
데이터		•	•					
	$y_{n_1 1}$	$y_{n_2 2}$		$y_{n_k 1}$				
크기	n_1	n_2		n_k				
크기 평균 표준편차	$y_{.1}$	$y_{.2}$	•	$y_{.k}$				
표군인자	s_1	s_2	•	s_k				
	$n = n_1 + n_2 + \dots \dots + n_k$							
전체	$ - (y_{11} + \ldots + y_{n_1 1}) + (y_{12} + \ldots + y_{n_2 2}) + \ldots \ldots + (y_{1k} + \ldots + y_{n_k k}) \\ - \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_1 n_2 n_2 n_3} \sum_{i=1}^{n_2 n_2 n_3 n_2 n_3 n_2 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3 n_3$							
	y =		n	- $ n$				

분산분석표 (ANOVA table)

Source of	d f	SS	MS	Е	
Variation	u.i.	33	IVIO	F	
Treament	k-1	SSTr	MSTr (= SSTr/(k-1))	MSTr/MSE	
Error	n-k	SSE	MSE (= SSE/(n-k))		
(corrected)Total	n-1	SSTot			

Total Sum of Squares(총제곱합)의 분해 :

$$\begin{split} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 &= \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 + 2 \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_{.j}) (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 \\ &= \sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y}_{.j})^2 + \sum_j n_j (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 \\ \text{SSTot} &= \left(\text{SSE} \right) + \left(\text{SSTr} \right) (\bar{y}_{.j} - \bar{y}_{..})^2 \end{split}$$

집단내: 개개의 관측치가 평균값과 떨어져 있다는 것. 오차제곱합이 커지면 처리제곱합이 작아져서 세 그룹간 파이가 없다고 볼 수 있음. 집단간: 처리제곱합이 커지면 상대 적으로 오차제곱합이 작아지기 때 문에 그룹간 차이가 있다고 볼 수 있 응

검정통계량 :
$$F = \frac{SSTr/(k-1)}{SSE/(n-k)} = \frac{MSTr}{MSE}$$
 $\stackrel{H_0}{\sim}$ $F_{(k-1,n-k)}$

$$F_{(k-1, n-k)}$$

⇒ k개 집단의 모평균이 모두 같다면;

오차에 의한 변동에 비해 처리에 의한 변동은 상대적으로 작아짐

⇒ k개 집단의 모평균들의 차이가 클수록;

처리에 의한 변동이 오차에 의한 변동에 비해 상대적으로 커짐

$$H_0: \mu_1=\mu_2=...=\mu_k=0$$
 vs. $H_1: at \, least \, one \, \mu_j \neq 0$: Reject H_0 if $F>F_{\alpha,\,(k-1,\,n-k)}$

(cf) $y_{ij} = \mu_j + \epsilon_{ij} \Rightarrow H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k \text{ vs. } H_1: at least one \ \mu_i \neq \mu_{i.} \ j \neq j'$

사후검정(Post Hoc analysis)/다중비교(multiple comparison)

모평균들이 같지 않다는 결론을 얻게 되면(위의 검정에서 귀무가설을 기각하게 되면), 구체적으로 어떤 집단 간에 유의한 차이가 있는 것인지 추가적인 검정 필요

두 집단씩 묶어서 t-test를 반복하게 되면 비교 횟수가 증가함에 따라 1종 오류가 커지게 됨;

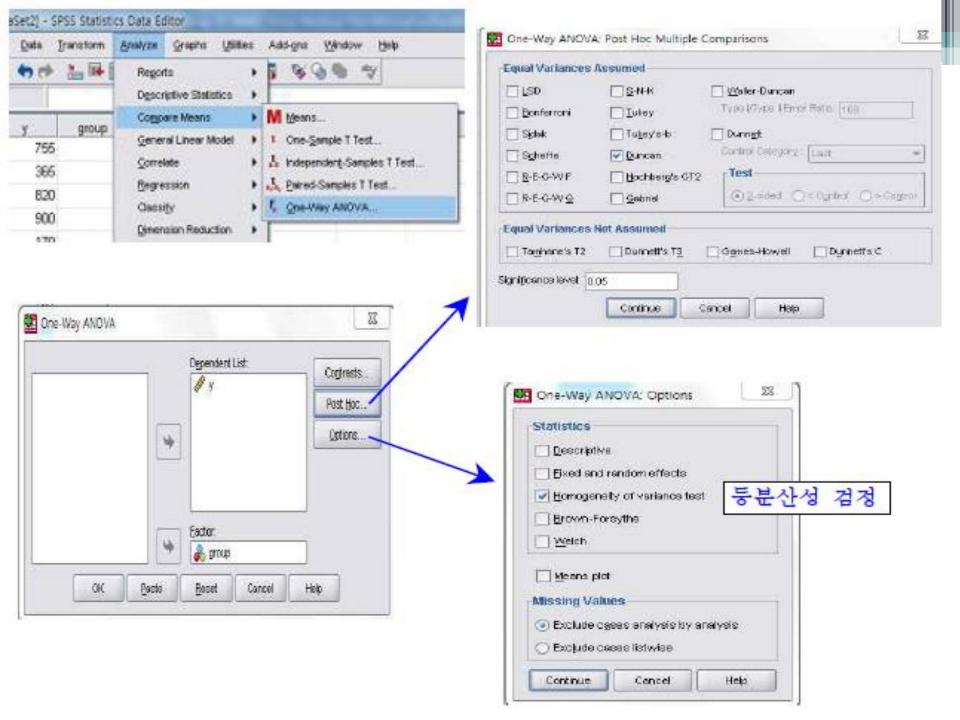
$$1 - (1 - 0.05)^3 = 0.142625$$
 if 3-group w/ $\alpha = 0.05$

⇒ 유의수준(a; 1종 오류가 일어날 확률)을 조정하는 방법 필요

Bonferroni, Tukey, Scheffe, Duncan, LSD 등 (← conservative liberal →) (예제 2.4) on p.24: One-way ANOVA
 -면역이상에 대한 한 연구에서 자폐아, 정상아, 지진아에 대한 혈청 항원의 농도에 대해 조사하였따. 이 연구의 목적은 자폐아, 정상아, 지진아에 따라 혈청 항원의 농도에 유의한 차이가 있는가이다.

y: 혈청 항원 농도

• group: 1=자폐아, 2=정상아, 3=지진아



_ V				
Levene Statistic	df1	df2		Sig-
4.962	2	6B	(.010

ANOVA

V						
	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	
Between Groups	141234.602	2	70617.301	3.490	.036)
Within Groups	1375932.638	68	20234.303			
Total	1517167.239	70				

Post Hoc Tests

Homogeneous Subsets

У

_Duncan ^{a.,b}								
		Subset for alpha = 0.05						
group	N	1	2					
2	33	305.00						
3	15	329.33	329.33					
1	23		405.83					
Sig.		.578	.083					

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 21.360.

b. The group sizes are unequal. The harmonic mean of the group sizes is used. Type I error levels are not guaranteed. $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2$ (즉, 등분산) vs. $H_1: at\ least\ one\ \sigma_j^2 \neq \sigma_{j'}^2$ (즉, 등분산 아님) ==> p-value=0.10 < any alpha that is greater than 0.1

 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ (즉, 세 그룹의 평균 값음) vs.

 H_1 : at least one $\mu_i \neq \mu_{i'}$ (즉, 세 그룹의 평균 같지 않음)

 $==> p-value=0.036 < 0.05=\alpha$

==> Reject H_0 at alpha=0.05

==> 유의수준 0.05에서 세 그룹(자폐아, 정상아, 지진아)의 혈청 항원 농도 평균은 다르다. 즉, 적어도 한 쌍의 그룹의 평균이 다르다. 즉, 세 그룹의 평균이 모두 같지는 않다.

==> 사후검정 필요 (: 구체적으로 어느 그룹끼리 차이가 있는지는 알 수 없음)

Duncan 검정에 의하면,

(그룹2와 그룹3), (그룹3과 그룹1)은 각각 평균이 다르지 않음 (즉, (그룹2와 그룹1)은 평균이 다름)

두 개의 요인을 고려하는 경우 (2-Way ANOVA)

분산분석표 (ANO)	/A table)		A 주효과	B 주효과	
Source of	d f	00	/		F
Variation	d.f.	SS	IVI	0	F
Factor A	I-1	SSA	M8A=SSA/(I	-1)	F _A =MSA/MSE
Factor B	J-1	(SSB)	MSB=SSB/(J	J-1)	F _B =MSB/MSE
Interaction b/w	(I-1)(J-1)	SSAB	MSAB-SSAE	2/(1_1)/ 1_1)	F _{AB} =MSAB/MSE
A & B	(1 1)(3 1)	$\succ \prec$			T AB-MOAD/MOL
Error	IJ(n−1)	SSE	MSE=SSE/IJ	(n-1)	
(corrected) Total	IJn−1	SSTot			
총 변동량	‡ S		상호작용	상호작용	용으로 설명되지 못하는 효과

2 요인은 항상 먼저 상호작용 검정을 해야 한다.

상호작용이 유의하지 않으면 주효과만 검정하고, 만약 상호작용이 있으면 상 호작용을 설명해 주어야 한다.

검정통계량 (요인 A의 주효과) :
$$F_A = \frac{SSA/(I-1)}{SSE/IJ(n-1)} = \frac{MSA}{MSE}$$

검정통계량 (요인 B의 주효과) :
$$F_B = \frac{SSB/(J-1)}{SSE/IJ(n-1)} = \frac{MSB}{MSE}$$

검정통계량 (요인 A & B의 교호작용효과):

$$F_{AB} = \frac{\mathit{SSAB}/(\mathit{I}-1)(\mathit{J}-1)}{\mathit{SSE}/\mathit{IJ}(\mathit{n}-1)} = \frac{\mathit{MSAB}}{\mathit{MSE}}$$

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_I = 0$$
 vs. $H_1: at$ least one $\alpha_i \neq 0$:

Reject
$$H_0$$
 if $F_A > F_{lpha,\,(I-1,\,IJ(n-1))}$

$$H_0:\,\beta_1=\beta_2=\ldots=\beta_J=0$$
 vs. $H_1:at$ least one $\beta_j\neq 0$:

Reject
$$H_0$$
 if $F_B > F_{\beta,\,(J-1,\,IJ(n-1))}$

$$H_0: (\alpha\beta)_{ij} = 0 \quad \forall \, (i=1,...,I; \quad j=1,...,J) \quad \text{vs.} \quad H_1: at \quad least \quad one \quad (\alpha\beta)_{ij} \neq 0 \quad \vdots$$

Reject
$$H_0$$
 if $F_A > F_{lpha,\,(I-1,\,IJ(n-1))}$

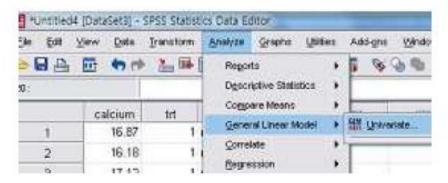
- (예제 2.5) on p.30 : Two-way ANOVA
 - 세 종류의 호르몬 처리와 성별에 따라 혈액 칼슘 값에 차이가 있는지를 알아보기 위해 남녀 각 15 명을 선정하여 이들을 세 그룹으로 나누어 세 가 지 호르몬 처리를 한 후 혈액 칼슘을 측정하였다.

	처리1	처리2	처리3
	16.87	19.07	32.45
	16.18	18.77	28.71
남	17.12	17.63	34.65
	16.83	16.99	28.79
	17.19	18.04	24.46
	15.86	17.20	30.54
	14.92	17.64	32.41
역	15.63	17.89	28.97
	15.24	16.78	28.46
	14.80	16.72	29.65

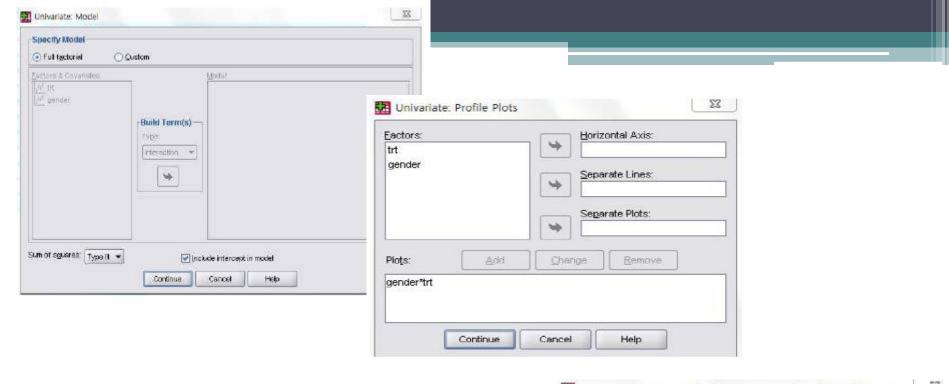
calcium : 혈액 내 칼슙

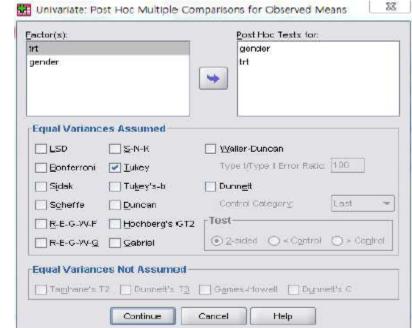
gender: m=남자, f=여자

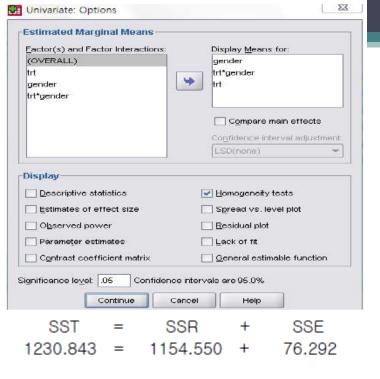
trt: 1=처리1, 2=처리2, 3=처리3











Tests of Between-Subjects Effects

Denendent Variable:calcium

	Denemberii Valianii	e railium				
	Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Şig
	Corrected Model	1154.550ª	5	230.910	72.639	.000
	Intercept	13502.711	1	13502.711	4247.572	.000
l	trt	1146.642	2	573.321	180.355	.000
	gender	4.063	1	4.063	1.278	.269
1	trt * gender	3,845	2	1.923	.605	.554
	Error	76.292	24	3.179		
	Total	14733.554	30			
	Corrected Total	1230.843	29			

a. R Squared = .938 (Adjusted R Squared = .925)

SSR: 집단간 검정

모형에 대한 유의성 검정

모형에 대한 유의성 검정

$$F = \frac{MSR}{MSE} = \frac{230.91}{3.179} = 72.639$$

==> p-value=0.000 < 0.05=alpha

==> 유의수준 0.05에서 모형 유의함 🗲 모형은 반드시 유의해야 함

성별(gender)과 처리(trt) 간 (trt*gender) 상호작용(interaction effect)/교호작용

p-value=(0.554)> 0.05=alpha

==> 유의수준 0.05에서 귀무가설(두 변수 간 상호작용 없음) 기각할 수 없음

즉, 성별과 처리 간 유의한 상호작용 없음

←─ 따라서. 주효과만 설명해주면 된다.

Dependent Variable:calcium

TARTIFICATION VALIABLE					
Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
Corrected Model	1154.550ª	5	230.910	72.639	.000
Intercept	13502.711	1	13502.711	4247.672	.000
trt	1146.642	2	573.321	180.355	.000
gender	4.063	1	4.063	1.278	.269
trt * gender	3,845	2	1.923	.605	.554
Error	76.292	24	3.179		1
Total	14733.554	30			
Corrected Total	1230.843	29			

a. R Squared = .938 (Adjusted R Squared = .925)

성별(gender)에 따른 혈액 칼슘 측정치 차이?

 $H_0: \mu_f = \mu_m$ vs. $H_1: \mu_f \neq \mu_m$ p-value=0.2694 > 0.05=alpha

==> 성별에 따라 혈액 칼슘 측정치에 유의한 차이를 보인다고 할 수 없음

<u>처리(trt)에 따른 혈액 칼슘 측정치 차이?</u>

 $H_0: \mu_1=\mu_2=\mu_3 \quad \text{vs.} \quad H_1: at \ least \ one \ \mu_j\neq\mu_{j^{'}}, \ (j\neq j^{'}, \ j=1,2,3, \ j^{'}=1,2,3)$ p-value=0.000 < 0.05=alpha

==> 처리 수준 간 모평균 차이가 유의하다. 즉, 처리에 따라 혈액 칼슘 측정치에 차이가 있다고 할 수 있다.

Estimated Marginal Means

	1. gender								
I.	_Dependent Variable:calcium								
95% Confidence Interval									
	gender	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound				
	f	20.847	.460	19.897	21.797				
	m	21.583	.460	20.533	22.533				

3. trt

Dependent Variable:ca cium

				95% Confidence Interval		
l	trt	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound	
	1	16.064	.564	14.900	17.228	
ı	2	17.673	.564	16.509	18.837	
ı	3	29.909	.564	28.745	31.073	

2. trt * gender

Dependent Variable:calcium

				95% Confidence Interval	
trt	gender	Mean	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
1	f	15.290	.797	13.644	16.936
	m	16.838	.797	15.192	18.484
2	f	17.246	.797	15.600	18.892
	m	18.100	.797	16.454	19.746
3	f	30.006	.797	28.360	31.652
	m	29.812	.797	28.166	31.458

trt

Multiple Comparisons

calcium Tukey HSD

					95% Confidence Interval	
(I) trt	(J) trt	Mean Difference (I- J)	Btd. Error	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
1	2	-1.6090	.79735	.130	-3.6002	.3822
	3	-13.8450°	.79735	.000	-16.8362	-11.8538
2	1	1.6090	.79735	.130	3822	3.6002
1	3	-12.2360 ^x	.79735	.000	-14.2272	-10.2448
3	1	13.8450°	.79735	.000	11.8538	15.8362
	2	12.2360 [*]	.79735	.000	10.2448	14.2272

Based on observed means. The error term is Mean Square(Error) = 3.179.

*. The mean difference is significant at the .05 level.

35:00 Marginal Means 20.00 Estimated 1 15.00 m gender

Homogeneous Subsets

calcium

Tukey HSD ^{a.,b}			
		Subset	
trt	N		2
1	10	16.0640	
2	10	17.6730	
3	10		(29.9090)
Sig.		.130	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed. Based on observed means. The error term is Mean Square (Error) = 3.179.

a. Uses Harmonic Mean Sample. Size = 10.000.

b. Alpha = .05.

사후검정(post-hot analysis)/다중비교(multiple comparison) for 처리(trt)

Tukey의 다중비교법 결과.

(처리1과 처리2)는 서로 유의한 차이가 없음 (처리1과 처리3), (처리2와 처리3)은 각각 서로 유의한 차이가 있음 즉, 처리(trt)가 혈액 칼슘 측정치에 유의한 차이를 나타낸 것은 처리수준 3이 다른 처리수준 1, 2 들과 차이가 나기 때문이라고 볼 수 있다.

오늘의 핵심정리

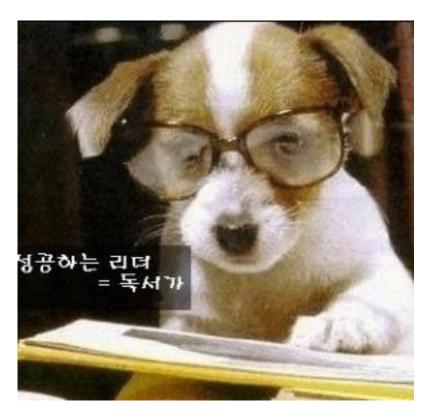


- 독립인 여러 집단의 평균비교ANOVA ; 비교하고자 하는 집단이 셋 이상일 때의 분석방법
 - 한 개의 요인을 고려하는 경우 (1-Way ANOVA)
 - 독립변수가 하나인 경우

- 두 개의 요인을 고려하는 경우 (2-Way ANOVA)
 - 독립변수가 두 개인 경우

* 독립변수가 세 개 이상이면 요인간 주효과 간접효 과를 모두 살펴보아야 하기 때문에 해석하기가 어 려움. -> 두 개 요인까지만 설계할 것.

오늘 수업은 여기까지 입니다. 고생하셨습니다.



긴 수업 듣느라 고생하셨어요. 다음 주에 활기찬 모습으로 뵈요~.

