

SUPÒSIT 1. És suficient amb “veure/escoltar” la classe gravada o segueix sent crucial prendre notes mentre es consumeix el material? Enregistraments personals de la classe realitzats per l'alumnat.

A la literatura es distingeix entre “*lecture capture*”, és a dir, sistemes institucionals d'enregistrament de classes integrats a l'aula i gestionats per la universitat, i els enregistraments personals realitzats per l'alumnat, típicament en format d'àudio. Mentre que *el lecture capture* està pensat com un recurs de suport posat a disposició de tot el grup, els enregistraments personals depenen de la iniciativa individual de l'estudiant i solen estar més lligats a estratègies idiosincràtiques d'estudi (per exemple, substituir o complementar la presa de notes manuscrites o teclejades). Prendre apunts durant les classes és important perquè millora la concentració i la comprensió en exigir escolta activa, ajuda a organitzar i prioritzar la informació clau i millora la retenció a llarg termini en crear un recurs d'estudi personalitzat. Des del model de codificació-emmagatzematge, Anderson i Armbruster (1986) argumentaven que la presa de notes no només genera un registre extern, sinó que actua com a activitat de processament profund recolzada als nivells de processament. Aquesta lògica es trasllada al context de classes gravades: veure un vídeo o escoltar un àudio sense notes emfatitza l'emmagatzematge passiu, mentre que escriure (a mà) durant la presentació introdueix selecció, organització i elaboració del material. Nordmann i cols. (2020) revisen l'evidència sobre l'enregistrament de classes presencials i proposen recomanacions pràctiques per a estudiants i docents. Destaquen que els enregistraments s'han d'entendre com un complement a l'assistència i a la presa de notes, no com un substitut, i recomanen explícitament reforçar la importància d'assistir a classe, prendre notes de manera eficaç i fer servir l'enregistrament com a eina de repàs o recuperació (per exemple, per escoltar explicacions complexes, pausa i millorar els apunts presos a mà). En aquest sentit, *el lecture capture* és una eina que pot potenciar l'aprenentatge o afavorir la procrastinació i l'estudi superficial, segons el tipus d'ús que faci l'alumnat dels enregistraments.

Un grup d'investigadors de la Universitat de Saragossa vol comparar el rendiment en quatre situacions d'aprenentatge relacionades amb la presa de notes. Seleccionen de forma aleatòria 4 estudiants de quart de Psicologia que estudiaran la matèria de Dissenys de Investigació per participar a l'estudi. Aquests estudiants reben les instruccions següents: per preparar els temes 1, 2, 3 i 4 han d'utilitzar una estratègia diferent cada vegada per elaborar els seus apunts:

- Condicció a1 (manuscrit): prendre apunts a mà durant la classe.
- Condicció a2 (teclat): prendre apunts teclejats a l'ordinador.
- Condicció a3 (enregistrament sense notes/escoltar): gravar l'àudio de la classe i escoltar l'enregistrament per estudiar, sense prendre notes ni a classe ni durant l'escolta.
- Condicció a4 (enregistrament + elaboració): enregistrar l'àudio de la classe i, posteriorment, transformar l'àudio en material escrit tipus apunts (resum/esquema propi a partir de l'enregistrament).

La hipòtesi de les investigadores és que la condició “només gravar/escoltar” serà, de mitjana, la menys eficaç en termes de rendiment conceptual, especialment si no s'estructura cap activitat posterior que obligui l'estudiant a transformar aquest àudio en representacions pròpies. Per controlar els possibles efectes de l'ordre i el tema, s'elabora una estructura de quadrat llatí que contrabalanceja l'ordre que utilitzarà cada estudiant respecte a l'estratègia d'estudi dels quatre temes i l'ordre s'assigna de forma aleatòria. En finalitzar cada tema, s'avalua el rendiment amb una prova de 0 a 20 punts (com més puntuació, millor rendiment).

References

Anderson, T. H., & Armbruster, B. B. (1986). *The value of taking notes during lectures*. Center for the Study of Reading Technical Report; no. 374. University of Illinois at Urbana-Champaign, Center for the Study of Reading.

Nordmann, E., Küpper-Tetzel, C. E., Robson, L., Phillipson, S., Lipan, G. I., & McGeorge, P. (2022). Lecture capture: Practical recommendations for students and instructors. *Scholarship of Teaching and Learning in Psychology*, 8(3), 174-193. <https://doi.org/10.1037/stl0000190>

Les dades són les següents:

		Media	Desv. estàndar		
10	5	5	8	a1	13,00
12	9	5	10	a2	9,00
13	10	8	13	a3	7,00
17	12	10	13	a4	11,00
				Greenhouse-Geisser	Épsilon ^b
					Huynh-Feldt
				,667	1,000

Pruebas de efectos intra-sujetos						
Medida: MEASURE_1						
Origen	Tipo III de suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta parcial al cuadrado
Apuntes	Esfericidad asumida	80,000	26,667	30,000	<,001	,909
	Greenhouse-Geisser	80,000	40,000	30,000	<,001	,909
	Huynh-Feldt	80,000	26,667	30,000	<,001	,909
	Límite inferior	80,000	80,000	30,000	,012	,909
Error(Apuntes)	Esfericidad asumida	8,000	,889			
	Greenhouse-Geisser	8,000	1,333			
	Huynh-Feldt	8,000	,889			
	Límite inferior	8,000	2,667			

(I) Apuntes	(J) Apuntes	Diferencia de medias (I-J)	Desv. Error	Sig. ^b
1	2	4,000 [*]	,577	,037
	3	6,000 [*]	,577	,011
	4	2,000	,816	,550
2	1	-4,000 [*]	,577	,037
	3	2,000	,816	,550
	4	-2,000	,577	,243
3	1	-6,000 [*]	,577	,011
	2	-2,000	,816	,550
	4	-4,000 [*]	,577	,037
4	1	-2,000	,816	,550
	2	2,000	,577	,243
	3	4,000 [*]	,577	,037

⇒ **Respon.** Punts extra si es respon correctament de forma completa a cada grup de preguntes:

1. Equació estructural: $Y = M + A + S + A \times S$ ($Y = M + A + S + E$)

2. N: 16

3. Efectes:

- Si l'efecte estimat de subjectes és: $s_1 = -3$ y $s_2 = -1$, estima $s_3 = 1$ i $s_4 = 3$
- Anota els efectes del tractament: $a_1: 3$; $a_2: -1$; $a_3: -3$; $a_4: 1$

4. Variable dependent: **rendiment**

Operacionalitzar: **prova de rendiment** de 0 a 20 punts (mes puntuació, millor)

5. Variable independent: **Estratègia d'estudi**

Operacionalitzar:

- Condicció a1 (manuscrit): prendre apunts a mà durant la classe.
- Condicció a2 (teclat): prendre apunts teclejats a l'ordinador.
- Condicció a3 (enregistrament sense notes/escollta): gravar l'àudio de la classe i escoltar l'enregistrament per estudiar, sense prendre notes ni a classe ni durant l'escolta.
- Condicció a4 (enregistrament + elaboració): enregistrar l'àudio de la classe i, posteriorment, transformar l'àudio en material escrit tipus apunts (resum/esquema propi a partir de l'enregistrament).

6. Completar la taula ANOVA al final del exercici. (**esfericitat assumida**).

Els punts 1, 2 i 3 són 1 punt. Els punts 4 i 5 són 1 punt. El punt 6 és 1 punt.

1. Es tracta d'un disseny:

- A. Disseny de mesures repetides 4 x 4.
- B. Disseny mixt 4 x 4 (entre = 4 i intra = 4).
- C. **Disseny de mesures repetides A = 4.**

2. Què indica la hipòtesi de la investigació:

- A. El rendiment millora amb el teclejat ja que s'elabora un text amb més paraules i és més exacte respecte a l'explicació de classe.
- B. L'enregistrament de les classes millora el rendiment perquè ofereix el text fidel a l'explicació.
- C. El processament profund s'activa en prendre apunts de forma manual, millorant-ne el rendiment.

3. La metodologia de l'estudi és (redacta per què amb la informació teòrica del supòsit):

- A. Experimental.
- B. No experimental.
- C. Quasi-experimental.

Redacta per què amb la informació teòrica del supòsit:

És una metodologia experimental perquè es manipula la variable independent creant quatre situacions per estudiar: amb apunts recollits manualment, teclejant alhora que es presenta la lliçó a classe, registrant a classe l'àudio només i registrant l'àudio i treballant-lo per crear apunts. A més de la manipulació s'anota en el text que "l'ordre d'administració de les 4 condicions" es realitza de forma aleatòria per a cada subjecte. Per això cada subjecte passa per les quatre condicions, però reben la condició de la variable manipulada en diferent ordre. Per crear aquest ordre es va utilitzar una estructura de quadrat llatí. A més, gràcies a aquesta estructura de quadrat llatí es controlen els possibles efectes d'arrossegament que es podrien originar en ser de mesures repetides.

4. Anota com podria ser una estructura de quadrat llatí per a aquest estudi:

a1	a2	a3	a4
a2	a3	a4	a1
a3	a4	a1	a2
a4	a1	a2	a3

5. Els graus de llibertat que s'associen a la font de variància de l'error de ANOVA són:

- A. 12.
- B. 9.
- C. 15.

6. Quin valor té l'èpsilon que assenyalava la màxima correcció possible (límit inferior):

- A. .33. $(1/a-1) = 1/(4-1)$
- B. .67.
- C. 1.

7. Si la investigadora opta per ajustar amb èpsilon de GG, que F teòrica utilitzarà. Redacta'n el valor:

$$F(.05, 2, 6) = 5.143$$

Per tant: la decisió estadística serà: Rebutjar la hipòtesi nul·la

$$(GG = .667): gl_a^* = 3 \times .667 = \underline{2}; gl_e^* = 9 \times .667 = \underline{6}$$

8. La decisió estadística d'ANOVA implica que si hi ha un error estadístic només podria ser:

- A. Error de tipus I.
- B. Error de tipus II.
- C. Error de potència estadística.

9. Conclou teòricament els resultats obtinguts després d'analitzar els resultats de Bonferroni:

- A. La condició només gravar/escollar està associada al menor rendiment. (falsa; a_2 y a_3 : $p = .550$)
- B. Usar l'enregistrament de manera generativa (convertir-la en apunts) és millor que limitar-se a escoltar. (verdadera; a_3 y a_4 : $p = .037$)
- C. Les dos opcions anteriors són correctes.

10. En un disseny de mesures repetides, l'objectiu principal del contrabalanceig de l'ordre és:

- A. Augmentar la grandària de la mostra sense afegir més subjectes.
- B. Distribuir de manera equilibrada els possibles efectes d'ordre entre les condicions.
- C. Evitar haver d'assumir esfericitat a les dades de l'estudi.

SUPÒSIT 2. En un disseny factorial els resultats són els següents. El factor B (sexe) es de bloqueig i el factor A es tipologia de prejudici (igualitari, subtil i fanàtic).

11. El model és additiu?

Pruebas de efectos inter-sujetos						
Variable dependiente: Emocionspositives						
Origen	Tipo III de suma de cuadrados	gl	Cuadrático promedio	F	Sig.	Eta parcial al cuadrado
Modelo corregido	53,417 ^a	5	10,683	3,663	,073	,753
Interceptación	660,083	1	660,083	226,314	,000	,974
TipologiaGrup	15,167	2	7,583	2,600	,154	,464
sexe	30,083	1	30,083	10,314	,018	,632
TipologiaGrup * sexe	8,167	2	4,083	1,400	,317	,318
Error	17,500	6	2,917			
Total	731,000	12				
Total corregido	70,917	11				

- A. No. Perquè $F(2, 6) = 10.314$, $p = .018$.
- B. No. Perquè $F(2, 6) = 2.6$, $p = .154$.
- C. Sí. Perquè $F(2, 6) = 1.4$, $p = .317$.

12. Tenim en compte els supòsits d'un disseny de blocs, conclou la prova d' hipòtesi de l' efecte del tractament del disseny o hipòtesi d'investigació:

- A. Es rebutja la hipòtesi nul·la. $F(2, 8) = 9.377$, $p < .05$.
- B. Es manté la hipòtesi nul·la. $F(2, 8) = 2.364$, $p > .05$.
- C. Es manté la hipòtesi nul·la. $F(2, 6) = 2.600$, $p > .05$.

Construir el disseny de blocs: $Y = M + A + B + E$

SCError = $8.167 + 17.5 = 25.67$

glError = $2 + 6 = 8$

ANOVA disseny de blocs:

Font	SC	gl	MC	F	P	η^2
A. Tipologia	15.167	2	7.583	2.36	>	.21
B. Sexe	30.083	1	30.083	9.37	< (supòsit 2)	
Error	25.67	8	3.21			
TOTAL	70.92	11				

$F(.05, 2, 8) = 4.459$

$F(.05, 1, 8) = 5.318$

13. Redacta els resultats del disseny del Supòsit 2 (ANOVA) seguint les recomanacions del Manual de APA i utilitzant el contingut del supòsit d'investigació. Si falta informació d'un anàlisi, deixa un espai en blanc per el seu valor, però indica la seua informació a la redacció.

Els resultats del disseny entresubjectes de blocs 3 x 2 (Variable independent: Tipologia d'igualitari, subtil, fanàtic; Bloqueig de gènere: masculí, femení) assenyalen que hi ha un efecte estadísticament significatiu respecte al nivell d'emocions positives manifestades, $F(2, 8) = 2,36, p < .05$. S'han comprovat els supòsits d'additivitat ($F_{AB}(2, 6) = 1.4, p > .05$) i d'efecte sistemàtic de la variable de bloqueig ($F_{AB}(1, 8) = 9.37, p < .05$).

En resum, no s'ha pogut demostrar que hi hagi diferències sistemàtiques entre les mitjanes dels tres grups de tipologia respecte al grau de emocions positives manifestades, i aquest resultat no és conclouent.

14. Un resultat estadísticament no significatiu assenyalen que:

- A. És un resultat no conclouent.
- B. Assenyalen que les mitjanes dels grups són iguals.
- C. Indica que la hipòtesi nul·la és certa.

15. Si el resultat d'una prova estadística té una $p \leq .01$ aleshores:

- A. Hem deduït la probabilitat de la hipòtesi nul·la.
- B. Hem deduït la probabilitat de la hipòtesi alternativa.
- C. Les dos respostes anteriors són falses.
- D.

Taula ANOVA. Supòsit 1.

Disseny de mesures repetides. Supòsit 1.

Pruebas de efectos intra-sujetos							
Medida: MEASURE_1							
Origen		Tipo III de suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta parcial al cuadrado
Estudio	Esfericidad asumida	80,000	3	26,667	30,000	<,001	,909
	Greenhouse-Geisser	80,000	2,000	40,000	30,000	<,001	,909
	Huynh-Feldt	80,000	3,000	26,667	30,000	<,001	,909
	Límite inferior	80,000	1,000	80,000	30,000	,012	,909
Error(Estudio)	Esfericidad asumida	8,000	9	,889			
	Greenhouse-Geisser	8,000	6,000	1,333			
	Huynh-Feldt	8,000	9,000	,889			
	Límite inferior	8,000	3,000	2,667			

A = Ma-M; $gl_A = a-1$, B = Mb-M; $gl_B = b-1$; BA = $M_{ab}-M-A-B$;
 $gl_{AB} = gl_A \times gl_B$; $gl_{error} = (n-1)ab$;
 $gl_{error} = N-ab$; Eta Cuadrado: SC_{efecto}/SC_{total} ;
 Eta Cuadrado Parcial = $SC_{efecto}/SC_{efecto}+SC_{error}$;
 Total comparacions: $ab(ab-1)/2$

Formulari:

Eta Cuadrado: SC_{efecto}/SC_{total}

$$d = \frac{\bar{Y}_1 - \bar{Y}_2}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}}$$

$gl_S = S-1$, $gl_{S \times A} = gl_S \times gl_A$

$S_{común} = arrel MC_{error}$

$$\alpha_{PE} = 1 - (1 - \alpha_{PC})^C \quad MC = SC/gl; F = MC_{efecto}/MC_{error}$$

Taulella III (continuació). F ($\alpha = 0.05$, $gl_{num} = \text{columnes}$, $gl_{den} = \text{filles}$)

gl _{den}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15
1	161.448	191.644	215.986	236.768	254.187	269.256	282.242	293.482	303.218	311.784	320.439	329.345
2	18.5128	18.0028	17.5912	17.2661	16.9983	16.7681	16.5641	16.3821	16.2191	16.0721	15.9281	15.7871
3	10.1286	9.55266	9.12534	8.78981	8.52989	8.33126	8.18126	8.06726	7.97426	7.89726	7.83426	7.78126
4	7.01703	6.31395	5.92538	5.61981	5.37438	5.17438	5.01438	4.88438	4.77938	4.69438	4.62438	4.56438
5	5.19139	4.37015	4.00538	3.71981	3.48438	3.27438	3.09438	2.94438	2.82438	2.72938	2.65438	2.59438
6	4.01301	3.08034	2.74538	2.48981	2.26438	2.06438	1.89438	1.75438	1.64438	1.55938	1.48938	1.43438
7	3.23981	2.20034	1.88538	1.65981	1.45438	1.27438	1.12438	1.00438	0.90438	0.82438	0.75938	0.70438
8	2.70301	1.56034	1.26538	1.06981	0.88438	0.72438	0.59438	0.49438	0.41438	0.34938	0.29438	0.24938
9	2.31801	1.07034	0.78538	0.58981	0.40438	0.26438	0.16438	0.09438	0.04438	0.00438	0.00438	0.00438
10	2.01301	0.72034	0.44538	0.26981	0.14438	0.07438	0.02438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438
12	1.58301	0.38034	0.19538	0.09981	0.04438	0.01438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438
15	1.16301	0.16034	0.07538	0.02981	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438	0.00438
20	0.75301	0.01034	0.00538	0.00181	0.00038	0.0000438	0.0000438	0.0000438	0.0000438	0.0000438	0.0000438	0.0000438
25	0.50301	0.00034	0.0000538	0.0000081	0.000000438	0.0000000438	0.00000000438	0.00000000438	0.00000000438	0.00000000438	0.00000000438	0.00000000438

ESTUDIAR PRÓXIMA CLASSE

Per **calcular la d (g) de grandària de l'efecte** necessitem conèixer la correlació entre cada parell de mitjanes.

https://www.psychometrica.de/effect_size.html

Nova informació: Matriu de correlacions entre les puntuacions de les quatre condicions:

		a1	a2	a3
a2	Correlación de Pearson	,923	-	
	Sig. (bilateral)	,077		
	N	4		
a3	Correlación de Pearson	,925	,832	
	Sig. (bilateral)	,075	,168	
	N	4	4	
a4	Correlación de Pearson	,832	,925	,889
	Sig. (bilateral)	,168	,075	,111
	N	4	4	4

Resultats del disseny de mesures repetides amb JAMOV, JASP i SPSS. Reflexionar sobre els càlculs de la grandària de l'efecte.

JAMOV

ANOVA de Medidas Repetidas									
Efectos Dentro de los Sujetos									
	Suma de Cuadrados	gl	Media Cuadrática	F	p	η^2_G	η^2	η^2_p	
MR Factor 1	80.00	3	26.667	30.0	< .001	0.476	0.476	0.909	
Residual	8.00	9	0.889						
Nota. Suma de Cuadrados Tipo 3									
Efectos Entre Sujetos									
	Suma de Cuadrados	gl	Media Cuadrática	F	p	η^2_G	η^2	η^2_p	
Residual	80.0	3	26.7						
Nota. Suma de Cuadrados Tipo 3									

Pruebas Post Hoc

Comparaciones Post Hoc - MR Factor 1

Comparación		Diferencia de Medias	EE	gl	t	p	Ptukey	Pscheffe	Pbonferroni	Pholm
MR Factor 1	MR Factor 1									
Nivel 1	- Nivel 2	4.00	0.577	3.00	6.93	0.006	0.019	0.024	0.037	0.031
	- Nivel 3	6.00	0.577	3.00	10.39	0.002	0.006	0.007	0.011	0.011
	- Nivel 4	2.00	0.816	3.00	2.45	0.092	0.245	0.292	0.550	0.183
Nivel 2	- Nivel 3	2.00	0.816	3.00	2.45	0.092	0.245	0.292	0.550	0.183
	- Nivel 4	-2.00	0.577	3.00	-3.46	0.041	0.115	0.142	0.243	0.122
Nivel 3	- Nivel 4	-4.00	0.577	3.00	-6.93	0.006	0.019	0.024	0.037	0.031

JASP

Repeated Measures ANOVA

Within Subjects Effects

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	VS-MPR*	η^2	η_p^2	η_G^2	ω^2
RM Factor 1	80.00	3	26.67	30.00	< .001	726.59	0.91	0.91	0.48	0.40
Residuals	8.00	9	0.89							

Note. Type III Sum of Squares

* Vovk-Sellke Maximum p -Ratio: Based on the p -value, the maximum possible odds in favor of H_1 over H_0 equals $1/(-e \cdot p \log(p))$ for $p \leq .37$ (Sellke, Bayarri, & Berger, 2001).

Between Subjects Effects

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
Residuals	80.00	3	26.67		

Note. Type III Sum of Squares

Descriptives

Descriptives

RM Factor 1	N	Mean	SD	SE	Coefficient of variation
Level 1	4	13.00	2.94	1.47	0.23
Level 2	4	9.00	2.94	1.47	0.33
Level 3	4	7.00	2.45	1.22	0.35
Level 4	4	11.00	2.45	1.22	0.22

Post Hoc Tests

Post Hoc Comparisons - RM Factor 1

		95% CI for Mean Difference					95% CI for Cohen's d						
		Mean Difference	Lower	Upper	SE	t	Cohen's d	Lower	Upper	p _{tukey}	p _{scheffe}	p _{bonf}	p _{holm}
Level 1	Level 2	4.00	1.76	6.24	0.67	6.00	1.48	-1.94	4.89	.	.	1.21×10 ⁻³	1.01×10 ⁻³
	Level 3	6.00	3.76	8.24	0.67	9.00	2.22	-2.70	7.13	.	.	< .001	< .001
	Level 4	2.00	-0.24	4.24	0.67	3.00	0.74	-1.30	2.78	.	.	0.09	0.04
Level 2	Level 3	2.00	-0.24	4.24	0.67	3.00	0.74	-1.30	2.78	.	.	0.09	0.04
	Level 4	-2.00	-4.24	0.24	0.67	-3.00	-0.74	-2.78	1.30	.	.	0.09	0.04
Level 3	Level 4	-4.00	-6.24	-1.76	0.67	-6.00	-1.48	-4.89	1.94	.	.	1.21×10 ⁻³	1.01×10 ⁻³

Note. P-value and confidence intervals adjusted for comparing a family of 6 estimates (confidence intervals corrected using the bonferroni method).

Note. Tukey and Scheffe corrected p-values are not appropriate for repeated measures post-hoc tests (Maxwell, 1980; Field, 2012).

Factores intra-sujetos			
Medida: MEASURE_1			
Estudio	Variable dependiente		
1	a1Amano		
2	a2Teclado		
3	a3SoloAudio		
4	a4AudioApuntes		

Estadísticos descriptivos			
	Media	Desv. estándar	N
a1Amano	13,00	2,944	4
a2Teclado	9,00	2,944	4
a3SoloAudio	7,00	2,449	4
a4AudioApuntes	11,00	2,449	4

Prueba de esfericidad de Mauchly ^a							
Medida: MEASURE_1							
Efecto intra-sujetos	W de Mauchly	Aprox. Chi-cuadrado	gl	Sig.	Greenhouse-Geisser	Épsilon ^b	Huynh-Feldt
Estudio	,000		5		,667	1,000	,333
Prueba la hipótesis nula de que la matriz de covarianzas de error de las variables dependientes con transformación ortonormalizada es proporcional a una matriz de identidad.							
a. Diseño : Intersección Diseño intra-sujetos: Estudio							
b. Se puede utilizar para ajustar los grados de libertad para las pruebas promedio de significación. Las pruebas corregidas se visualizan en la tabla de pruebas de efectos intra-sujetos.							

Pruebas de efectos intra-sujetos							
Medida: MEASURE_1							
Origen		Tipo III de suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta parcial al cuadrado
Estudio	Esfericidad asumida	80,000	3	26,667	30,000	<,001	,909
	Greenhouse-Geisser	80,000	2,000	40,000	30,000	<,001	,909
	Huynh-Feldt	80,000	3,000	26,667	30,000	<,001	,909
	Límite inferior	80,000	1,000	80,000	30,000	,012	,909
Error(Estudio)	Esfericidad asumida	8,000	9	,889			
	Greenhouse-Geisser	8,000	6,000	1,333			
	Huynh-Feldt	8,000	9,000	,889			
	Límite inferior	8,000	3,000	2,667			

Pruebas de efectos inter-sujetos						
Medida: MEASURE_1						
Variable transformada: Media						
Origen	Tipo III de suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Eta parcial al cuadrado
Intersección	1600,000	1	1600,000	60,000	,004	,952
Error	80,000	3	26,667			

Medias marginales estimadas				
Estudio				
Estimaciones				
Medida: MEASURE_1				
Estudio	Media	Desv. Error	Intervalo de confianza al 95%	
			Límite inferior	Límite superior
1	13,000	1,472	8,316	17,684
2	9,000	1,472	4,316	13,684
3	7,000	1,225	3,102	10,898
4	11,000	1,225	7,102	14,898

Comparaciones por parejas						
Medida: MEASURE_1						
(I) Estudio	(J) Estudio	Diferencia de medias (I-J)	Desv. Error	Sig. ^b	95% de intervalo de confianza para diferencia ^b	
					Límite inferior	Límite superior
1	2	4,000 [*]	,577	,037	,402	7,598
	3	6,000 [*]	,577	,011	2,402	9,598
	4	2,000	,816	,550	-3,088	7,088
2	1	-4,000 [*]	,577	,037	-7,598	-,402
	3	2,000	,816	,550	-3,088	7,088
	4	-2,000	,577	,243	-5,598	1,598
3	1	-6,000 [*]	,577	,011	-9,598	-2,402
	2	-2,000	,816	,550	-7,088	3,088
	4	-4,000 [*]	,577	,037	-7,598	-,402
4	1	-2,000	,816	,550	-7,088	3,088
	2	2,000	,577	,243	-1,598	5,598
	3	4,000 [*]	,577	,037	,402	7,598
Se basa en medias marginales estimadas						
*. La diferencia de medias es significativa en el nivel ,05.						
b. Ajuste para varias comparaciones: Bonferroni.						

Estudiar:

En diseños de **medidas repetidas**, las comparaciones por pares de medias se realizan habitualmente con **pruebas *t* de medidas repetidas para muestras relacionadas** (o contrastes sobre medias marginales) combinadas con correcciones de significación que controlan la tasa de error Tipo I por experimento (FWER) sin asumir independencia entre comparaciones. Las correcciones más utilizadas en este contexto son **Bonferroni**, **Šidák** y **Holm–Bonferroni**, porque no requieren suponer independencia entre las comparaciones y mantienen bajo control la probabilidad de cometer al menos un error de Tipo I en el conjunto de pruebas

A partir de simulaciones Monte Carlo, Maxwell (1980) mostró que, en diseños intra-sujeto, los procedimientos tipo **Tukey** que reciclan el término de error del ANOVA (como Tukey) **no controlan adecuadamente la tasa de error de Tipo I** (aumenta de forma considerable la tasa de error de Tipo I) cuando se viola la esfericidad, incluso de forma moderada, mientras que los contrastes *t* con corrección **Bonferroni** resultan muy robustos frente a estas violaciones (Maxwell, 1980, pp. 282-283). De forma similar, revisiones posteriores llegan a conclusiones similares y desaconsejan el uso rutinario de Tukey HSD o métodos análogos de **Scheffé** en ANOVA de medidas repetidas por está pensado para comparaciones entre grupos independientes y/o ser innecesariamente conservadores cuando solo se analizan pares de medias (Field, 2013; Park, Cho, & Ki, 2009; Maxwell, Delaney, & Kelley, 2017). Por lo tanto, **Tukey HSD no es una opción adecuada en diseños de medidas repetidas** porque su fundamentación teórica asume grupos independientes y, cuando se viola esfericidad, deja de controlar correctamente la tasa de error de Tipo I.

Entre las correcciones basadas en *p*-valores, **Bonferroni** es la opción conceptualmente más sencilla (divide α entre el número de comparaciones) y garantiza que la tasa de error Tipo I por experimento no supere el nivel nominal de α , pero puede ser conservadora cuando se realizan muchas comparaciones. La corrección de **Šidák** es un refinamiento ligeramente más potente, (menos conservador) que Bonferroni aunque su derivación asume independencia entre pruebas; en contextos de medidas repetidas, donde las comparaciones están positivamente correlacionadas, tiende a ser conservador y mantiene el control del error (Field, 2013). El procedimiento **Holm–Bonferroni** es un método secuencial que controla fuertemente la tasa de error de Tipo I sin requerir independencia estricta y es, teóricamente, **más potente que Bonferroni simple en todos los casos** (Holm, 1979).

Por ello, siguiendo las recomendaciones metodológicas de Maxwell (1980) y los manuales aplicados de análisis de datos (Field, 2013; Park et al., 2009), es apropiado utilizar **pruebas *t* de medidas repetidas** para las comparaciones por pares, combinadas con una corrección **Holm–Bonferroni** (o, en su defecto, **Bonferroni** o **Šidák**) para controlar adecuadamente la tasa de error de Tipo I. En cambio, **Tukey HSD** no se empleará como procedimiento estándar en diseños de medidas repetidas, y el método de **Scheffé** se reserva, en su caso, para contrastes complejos, siendo muy conservador cuando solo se comparan pares de medias.

Resumen:

- 1) **Tasa de error de Tipo I.** Bonferroni, Šidák y Holm controlan bien la tasa de error de Tipo I.
- 2) **Potencia estadística (manteniendo el control de la tasa de error de Tipo I):** pocas diferencias:
 - **Holm–Bonferroni** (conocido como procedimiento de Holm o Holm-Bonferroni) es la opción **más potente** entre los métodos que controlan bien la tasa de error familiar. **Holm** (1979) ha demostrado que es más potente que Bonferroni simple: nunca peor, a veces claramente mejor (es decir, rechaza con más facilidad hipótesis nulas falsas manteniendo la tasa de error de Tipo I por experimento $\leq \alpha$).
 - Y le sigue **Šidák** que es un poco menos conservador que Bonferroni (por lo tanto, más potente), pero la diferencia es pequeña, después **Bonferroni** (es el más simple y el más conservador de los tres)

Referencias

- Field, A. P. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4th ed.). SAGE.
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65-70.
- Maxwell, S. E. (1980). Pairwise multiple comparisons in repeated measures designs. *Journal of Educational Statistics*, 5(3), 269-287. <https://doi.org/10.3102/10769986005003269>
- Park, E., Cho, M., & Ki, C.-S. (2009). Correct use of repeated measures analysis of variance. *Korean Journal of Laboratory Medicine*, 29(1), 1-9. <https://doi.org/10.3343/kjlm.2009.29.1.1>