TEMA Nº 6 → ANÁLISIS DE DATOS EN DISEÑOS INTRASUJETOS

INTRODUCCIÓN (ANOVA MEDIDAS REPETIDAS)

Se argumenta que el uso de bloques puede ser un buen método de aproximación a muchas situaciones experimentales. Un caso especial de diseño de bloques es el de ***medidas repetidas****, en el que cada sujeto se considera un bloque y recibe todos los tratamientos, así cada sujeto actúa como su propio control. Se tiene la ventaja de trabajar con muestras más pequeñas. Sin embargo, existe el riesgo de que la secuencia en que se pasan los tratamientos a los sujetos influya en los resultados. En algunos casos el efecto de la secuencia se puede* ***controlar contrabalanceando*** *el orden en que se aplican los tratamientos.*

ANOVA Unifactorial Intrasujeto *(todos los participantes pasan por todos los niveles del factor). También se denomina diseños de medidas repetidas (a cada sujeto se le repite la medición en diversas condiciones; por tanto, será conveniente contrabalancear las condiciones)*

Supuestos: *Los expuestos para el Anova intersujetos más (velan por reducir el error que supone la interacción personas tratamientos)*
Las varianzas de las puntuaciones para los distintos niveles del factor deben ser iguales entre sí.
Las covarianzas entre todos los niveles del factor deben ser iguales entre sí.

Simetría Compuesta: *es una característica de la matriz de varianzas-covarianzas que supone la homocedasticidad (igualdad de varianzas en todos sus niveles) y que la correlación entre cada par de tratamientos debe ser la misma. Esta condición de simetría compuesta* ***es una condición suficiente*** *para justificar la utilización del modelo,* ***pero no es una condición necesaria****. En realidad este supuesto es más restrictivo de lo necesario, y es improbable que se cumpla en la práctica.*

Metodología: *buscamos dividir la variabilidad total (σ^2_T) en tres componentes:*

- *El factor que estamos manipulando (σ^2_A)*
- *Los sujetos o participantes (σ^2_S)*
- *La interacción entre el factor y los sujetos (σ^2_{AxS})*

$$(\sigma^2_T) = (\sigma^2_A) + (\sigma^2_S) + (\sigma^2_{AxS})$$

En los diseños intrasujetos se considera que la fuente de error es la producida por la interacción entre el factor y el sujeto (AxS)→ MC_{SxA} ó MC_e refleja la inconsistencia con la que los sujetos se comportan bajo los diferentes tratamientos.

Estadístico de contraste *→ $F = (MC_A / MC_{SxA})$*

PROBLEMA EJEMPLO

Se desea estudiar el efecto de cuatro dosis distintas de alcohol sobre el tiempo de reacción de los sujetos ante un test estandarizado de señales de peligro en la carretera. Se eligieron cinco sujetos al azar de la población de conductores y también fue aleatorio el orden en el que se les administraron las dosis de alcohol, dejando el tiempo suficiente para evitar que una dosis tuviera efectos sobre las siguientes. En la tabla se recogen los tiempos de reacción medidos en el test de cada uno de los sujetos bajo las distintas dosis de alcohol (los tiempos de reacción medios se calcularon haciendo la media de los tiempos de reacción obtenidos por los sujetos en los distintos ítems del test)

<u>Supuestos</u>: *Suponemos que se cumplen los supuestos para aplicar el ANOVA. Disponemos de I = 4 tratamientos y n = 5 sujetos. Consideramos α = 0´05 →* ***Anova de un factor de efectos fijos y medidas repetidas.***

SUJETOS	Dosis 1	Dosis 2	Dosis 3	Dosis 4	Sumas
1	15	14	8	17	$S_1 = 54$
2	7	9	5	11	$S_2 = 32$
3	12	10	9	15	$S_3 = 46$
4	19	17	10	22	$S_4 = 68$
5	13	14	7	15	$S_5 = 49$
Sumas	$D_1 = 66$	$D_2 = 64$	$D_3 = 39$	$D_4 = 80$	$T = 249$

Cálculo de las razones básicas (nomenclatura abreviada):

[A] = ($\sum D^2$) / s → [A] = $(66^2 + 64^2 + 39^2 + 80^2) / 5$ **= 3274´6**

[A] = *Sumatorio de columnas (condiciones) al cuadrado, dividido por el nº de sujetos de cada nivel.*

[S] = ($\sum S^2$) / a → [S] = $(54^2 + 32^2 + 46^2 + 68^2 + 49^2) / 4$ **= 3270´25**

[S] = *Sumatorio de cada fila al cuadrado, dividido por el nº de condiciones.*

[AxS] = $\sum\sum (DS)^2$ → $(15^2 + 14^2 + 8^2 + 17^2 + 7^2 + 9^2 + \ldots + 13^2 + 14^2 + 7^2 + 15^2)$ **= 3473**

[AxS] = *Sumatorio de cada puntuación al cuadrado.*

[T] = $\sum\sum (DS)^2$ / a – s → 249^2 / (4 · 5) = 3100´05

[T] = *Total de la tabla dividido por el producto del nº de sujetos por el nº de condiciones.*

TABLA ANOVA (MEDIDAS REPETIDAS)

FUENTE DE VARIACIÓN	SUMAS CUADRÁTICAS	GRADOS DE LIBERTAD	M DIAS CUADRÁTICAS	ESTADÍSTICO DE CONTRASTE
A FACTOR	[A] - [T] $SC_A = 174´1$	I-1 (4-1= 3)	MC_A 174´1 / 3 = 58´03	$F = MC_A / MC_{AxS}$ 58´03 / 2´35 = 24´69
S SUJETOS	[S] - [T] $SC_S = 170´2$	S-1 (5-1 = 4)	MC_S 170´2 / 4 = 42´55	
(A x S) INTERACCIÓN	[AS]-[A]-[S]+[T] $SC_{AxS} = 28´2$	(IxS)-I-S+1 (20-4-5+1 = 12)	MC_{AxS} 28´2 / 12 = 2´35	Valor critico $F_{0´95;\ 3\ y\ 12\ gl} = 3´49$
Total	[AS]-[T] $SC_T = 372´5$	(IxS)-1 (20-1 = 19)		

Decisión: *Puesto que 24´69 (valor del estadístico de contraste) > 3´49 (valor critico) → Rechazamos H_0 con α = 0´05. También; como el nivel p crítico P (F ≥ 24´69) < 0´005 y, por tanto → (p < α = 0´05) → Rechazamos H_0* **F(3, 12) = 24´69, MC_e = 2´35, p < 0´005**

Interpretación: *Para un nivel de confianza del 95%, existen diferencias significativas entre, al menos, dos de las medias de las dosis de alcohol y, por tanto, las puntuaciones en tiempos de reacción son distintas en función de al menos dos de los tratamientos (comparaciones múltiples)*

Nota: *En los diseños intrasujetos de un único factor es absolutamente necesario contrabalancear las condiciones experimentales para evitar, entre otros, efectos de aprendizaje, fatiga, etc. Aunque contrabalanceemos, no eliminamos los efectos que el aprendizaje o la fatiga puedan tener; simplemente, los repartimos equitativamente, entre las distintas condiciones para que afecten por igual a todos los niveles del factor.*

En esta línea, es posible averiguar la variabilidad asociada a la posición del tratamiento (SC_P). Así el término que recoge el error (SC_{AxS}) estaría compuesto por el error debido a la posición del contrabalanceo que se puede reducir y por otro desconocido e irreducible que denominamos $SC_{residual}$)

Por tanto → $\mathbf{(SC_{AxS})} = (SC_P) + (SC_{residual})$ *y* $\mathbf{(SC_{residual})} = (SC_{AxS}) - (SC_P)$

También afecta a los ***grados de libertad →*** $\mathbf{(gl_{AxS})} = (gl_P) + (gl_{residual})$

Introduciendo estos datos en el ANOVA reduciríamos de forma importante la varianza de error.

CONTRASTES NO PARAMÉTRICOS →

Se utilizan como ***alternativa al ANOVA de Medidas Repetidas*** *cuando no se cumplen los supuestos ya indicados. Tienen menos restricciones y también una potencia menor. En muchos casos el efecto de la secuencia de tratamientos se puede* ***controlar contrabalanceándolos.***

- ➔ *Test de Friedman (Variable dependiente aleatoria, continua y medida, al menos, a nivel ordinal)*
- ➔ *Test Q de Cochran (Variable dependiente dicotómica con dos categorías mutuamente exclusivas)*

TEST DE FRIEDMAN

Se utiliza como contrapartida a Kruskal-Wallis cuando las muestras están relacionadas. Escala de medida de la VD (al menos) ordinal.

Hipótesis → $H_0: \eta_1 = \eta_2 = \ldots = \eta_K$

$H_1: \eta_1 \neq \eta_2 \neq \ldots \neq \eta_K$ *Al menos para una η*

Estadístico de contraste → $\chi_r^2 = [12 / nk (k + 1) \cdot \Sigma R^2] - 3n (k + 1)$

k = *número de columnas o niveles del factor A.*

n = *número de filas (sujetos de cada muestra)*

$\sum \mathbf{R^2} =$ *suma de rangos de cada columna, tras realizar una ordenación de los datos por filas.*

Distribución ***Chi-Cuadrado*** *con (k-1) gl*

PROBLEMA EJEMPLO

En un reciente estudio sobre entrenamiento en relajación para reducir los problemas de ansiedad, los investigadores entrenaron en esta habilidad a seis pacientes, elegidos al azar, de un servicio de salud mental mediante un procedimiento de biofeedback de la respuesta electrodérmica. Para probar la efectividad del tratamiento, antes de éste, y después de tres y seis meses del mismo, los pacientes cumplimentaron una escala de síntomas de ansiedad. Los resultados aparecen en la tabla. Asumimos que la distribución de las puntuaciones en la escala de ansiedad es continua.

SUJETOS	ANTES		3 MESES		6 MESES	
1	146	**1**	321	**3**	293	**2**
2	169	**1**	219	**2**	240	**3**
3	212	**1**	354	**3**	300	**2**
4	341	**1**	401	**3**	360	**2**
5	156	**1**	299	**3**	200	**2**
6	133	**1**	282	**3**	210	**2**
	Ri = 6 **R^2i = 36**		**Ri = 17** **R^2i = 289**		**Ri = 13** **R^2i = 169**	

Supuestos: *Se trata de 6 sujetos, 3 medidas (grupos relacionados y equilibrados). Se fija α = 0´05. Variable medida, al menos a nivel ordinal (de intervalo en nuestro caso) →* ***TEST DE FRIEDMAN***

Hipótesis → $\mathbf{H_0}: \eta_1 = \eta_2 = \eta_3$

$\mathbf{H_1}: \eta_1 \neq \eta_2 \neq \eta_3$ *Al menos para una η*

Estadístico de contraste *(Friedman)* → χ_r^2 **= [12 / nk (k + 1) · Σ R^2] – 3n (k + 1)**

χ_r^2 = [12 / (6 · 3 · 4) · (36 + 289 + 169)] – (3 · 6 · 4) = 82,33 – 72 **= 10,33**

Distribución muestral → χ^2 *con (k – 1) gl.* → $\chi^2_{0,95;\,2}$ **= 5,99**

Decisión: *como* ***10,33 > 5,99*** *se rechaza la hipótesis nula. El tratamiento ha sido efectivo. Las comparaciones múltiples nos permitirían averiguar las diferencias entre tratamientos dos a dos.*

TEST Q DE COCHRAN

Es una generalización de la prueba de Mcnemar para más de dos muestras relacionadas (se utiliza para probar si tres o más conjuntos de frecuencias o proporciones difieren significativamente entre sí). Escala de medida de la VD dicotómica.

Hipótesis → H_0*: Los resultados en las k poblaciones son semejantes*
H_1*: Los resultados, al menos en dos poblaciones, son distintos*

Estadístico de contraste → $\varphi = (k - 1) \cdot [k \Sigma C^2 - (\Sigma C)^2] \;/\; (k \Sigma F) - (\Sigma F^2)$
k = *número de columnas, niveles del factor o muestras a comparar.*
n = *número de filas u observaciones de cada muestra.*
$\sum C_i$ ***=*** *suma de una columna i.*
$\sum F_j$ ***=*** *suma de la fila j.* *Distribución* ***Chi-Cuadrado*** *con (k-1) gl*

PROBLEMA EJEMPLO

Uno de los aspectos que caracterizan a las personas con enfermedades neurodegenerativas es la incapacidad para distinguir entre las distintas emociones. Seleccionamos una muestra de 12 enfermos de Alzheimer para estudiar la discriminación de cuatro emociones distintas: alegría, miedo, tristeza e ira. Todos los pacientes tuvieron que identificar la emoción de los rostros que aparecían en una pantalla. El nivel de significación se fijó en α = 0´01. Obtuvimos los siguientes datos, donde 1 representa que el paciente detectó la emoción y 0 que no la detectó.

SUJETOS	ALEGRÍA	MIEDO	TRISTEZA	IRA	Σ F	Σ F^2
1	1	1	0	0	2	4
2	1	0	0	1	2	4
3	0	1	1	1	3	9
4	0	0	0	0	0	0
5	1	1	0	0	2	4
6	0	0	0	0	0	0
7	0	1	1	1	3	9
8	0	0	0	0	0	0
9	1	1	0	0	2	4
10	1	0	0	1	2	4
11	0	1	1	1	3	9
12	0	0	0	0	0	0
Σ C →	5	6	3	5		
Σ C^2 →	25	36	9	25		

Σ C^2 → 25 + 36 + 9 + 25 = 95 **Σ C → 5 + 6 + 3 + 5 = 19** **Σ F = 19** **Σ F^2 = 47**

Supuestos: *12 participantes discriminan cuatro emociones distintas: alegría, miedo, tristeza e ira (Grupos Relacionados). No sabemos nada sobre el cumplimiento de los supuestos paramétricos* → ***TEST DE COCHRAN*** *(dado que la variable dependiente está dicotomizada (0 y 1)*

Hipótesis: H_0*: Los resultados en las k poblaciones son semejantes.*
H_1*: Los resultados, al menos en dos poblaciones, son distintos*

Estadístico de contraste: $\boldsymbol{\varphi} = (4 - 1) \cdot [4 \cdot 95 - (19)^2] \ / \ (4 \cdot 19) - 47] = \mathbf{1´965}$

Distribución χ^2 *con (k – 1) gl y p = 0´99* → $\boldsymbol{\chi^2_3 = 11´3}$

Decisión: *Como 11´3 > 1´965 → Aceptamos* H_0 *(aceptar la incapacidad para distinguir entre las distintas emociones)*