

4. Análisis de Varianza

4.1. ANOVA de una vía

COMPARACION DE MAS DE DOS MEDIAS

- Cuando se comparan dos medias a nivel de significación α , la probabilidad de cometer un error de tipo I es α
- Cuando se comparan dos a dos, **a** medias, la esperanza de rechazos infundados de H_0 es :

$$\alpha \times C_2^a$$

Por ej. : Comparando las medias de **7 grupos** a nivel 0.05 la esperanza de decisiones equivocadas es:

$$0.05 \times C_2^7 = 0.05 \times 21 = 1.05$$

Una solución para este problema es la **CORRECCION DE BONFERRONI** :

$$\alpha' = \frac{\alpha}{C_2^a}$$

Suele ser excesivamente severa

En el ejemplo:

$$\alpha' = \frac{0.05}{21} = 0.002$$

HAY OTRAS ALTERNATIVAS, UNA DE ELLAS ES EL ANALISIS DE LA VARIANZA

ANOVA (ANalysis Of Variance)

Finalidad

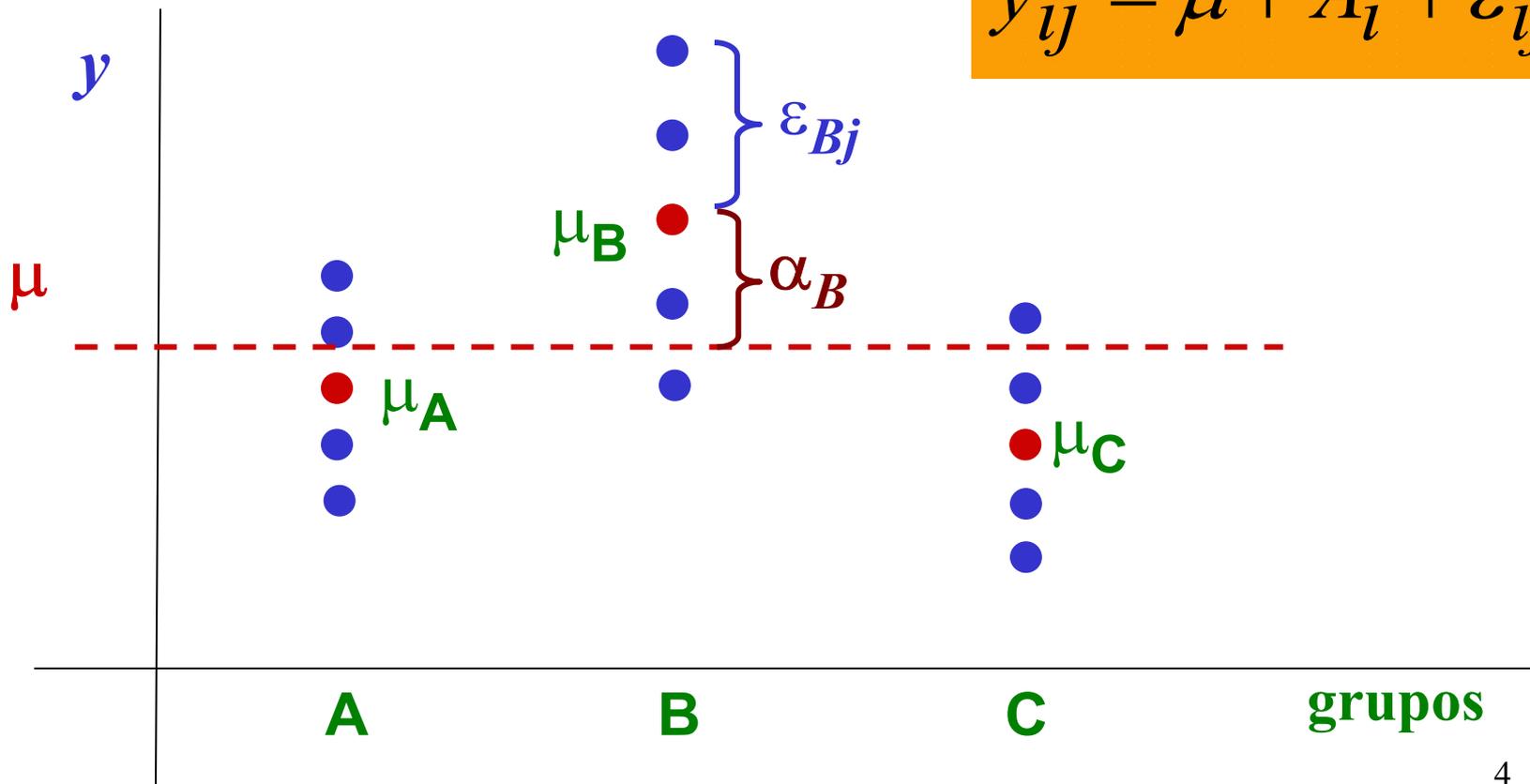
Comparar simultáneamente
varias medias

Modelo I – efectos fijos

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}$$

Modelo II – efectos aleatorios

$$y_{ij} = \mu + A_i + \varepsilon_{ij}$$



$$y_{ij} - \mu = (\mu_i - \mu) + (y_{ij} - \mu_i)$$

α_i ε_{ij} **En la población**

$$y_{ij} - \bar{y} = (\bar{y}_i - \bar{y}) + (y_{ij} - \bar{y}_i)$$

En la muestra

Elevando al cuadrado:

$$(y_{ij} - \bar{y})^2 = (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 + 2(\bar{y}_i - \bar{y})(y_{ij} - \bar{y}_i)$$

Sumando:

$$\sum_{ij} (y_{ij} - \bar{y})^2 = \sum_{ij} (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{ij} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

SC TOTAL

**SC ENTRE
grupos**

**SC DENTRO de
grupos (residual)**

HIPOTESIS

Modelo I

$$H_0 : \forall i : \alpha_i = 0$$

Modelo II

$$H_0 : \sigma_A^2 = 0$$

En general

$$H_0 : \forall i : \mu_i = \mu$$

MEDIAS DE CUADRADOS		ESTIMA
MC entre = SC entre/(a-1) a = n° de grupos \bar{n}_i = tamaño medio del grupo	MI	$\sigma^2 + \bar{n}_i \frac{\sum \alpha_i^2}{(a-1)}$
	MII	$\sigma^2 + \bar{n}_i \sigma_A^2$
MC dentro = SC dentro/(n-a) n = tamaño de la muestra total		σ^2

Si H_0 es verdadera : MC entre = MC dentro **en la población**

TEST DE HIPOTESIS

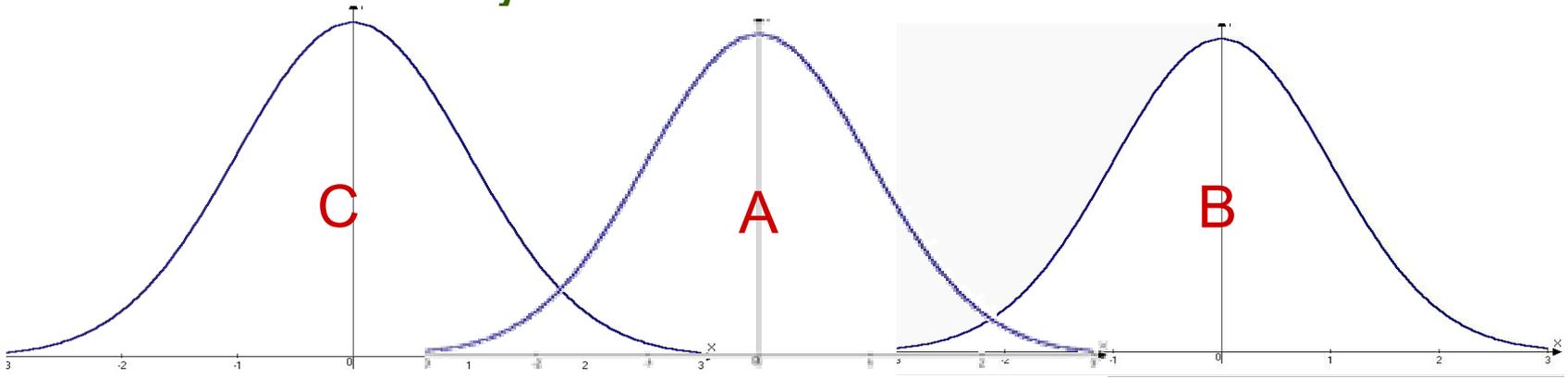
$$F_{\text{calc}} = \text{MC entre} / \text{MC dentro}$$

se compara con F_{tab} (a-1) y (n-a) grados de libertad

Supuestos para la validez del test

Normalidad de los residuos (ε_{ij})

Homocedasticidad de los residuos



Independencia de las observaciones

$$SC \text{ entre} = \sum_i \frac{T_i^2}{n_i} - \frac{T^2}{n}$$

$$SC \text{ total} = \sum_{ij} y_{ij}^2 - \frac{T^2}{n}$$

$$SC \text{ dentro} = SC \text{ total} - SC \text{ entre}$$

Donde: $T_i = \sum_j y_{ij}$ En el i-ésimo grupo

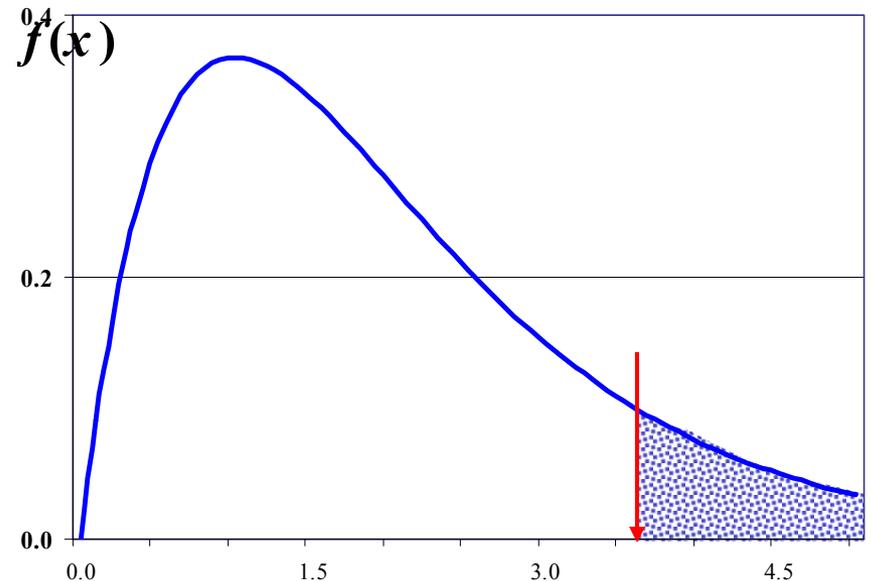
$n_i =$ Tamaño del i-ésimo grupo

$T = \sum_{ij} y_{ij}$ Gran total

$n = \sum_i n_i$ Tamaño total de la muestra

FUENTE DE VARIACION	SUMA DE CUADRADOS	GL	MEDIA DE CUADRADOS	Fcalc
ENTRE GRUPOS	SC entre	a-1	$SC\ entre / (a - 1)$	$\frac{MC\ entre}{MC\ dentro}$
DENTRO DE GRUPOS	SC dentro	n-a	$SC\ dentro / (n - a)$	
TOTAL	SC total	n-1		

El $F_{\text{calculado}}$ se compara con el F_{tabulado} con (a-1) y (n-a) GL



CALCULO DE LAS SUMAS DE CUADRADOS

A	B	C	D
4.4	8.6	3.4	8.9
5.9	4.5	7.3	0.0
6.2	8.4	8.8	1.7
6.3	8.7	0.2	
		0.1	

$$H_0 : \forall i : \mu_i = \mu$$

$$\sum_{ij} y_{ij}^2 = 597.2$$

$$n = \sum n_i = 16$$

$$a = 4$$

Ti	22.8	30.2	19.8	10.6	T = 83.4
ni	4	4	5	3	n = 16

$$SC \text{ total} = 597.2 - \frac{83.4^2}{16} = 162.4775$$

$$SC \text{ entre} = \frac{22.8^2}{4} + \frac{30.2^2}{4} + \frac{19.8^2}{5} + \frac{10.6^2}{3} - \frac{83.4^2}{16} = 39.1088$$

$$SC \text{ dentro} = SC \text{ total} - SC \text{ entre} = 162.4775 - 39.1088 = 123.3687$$

FUENTE DE VARIACION	SUMA DE CUADRADOS	GL	MEDIA DE CUADRADOS	F _{calc}
ENTRE GRUPOS	39.1088	3	13.036	12.27
DENTRO DE GRUPOS	123.3687	12	10.281	
TOTAL	162.4775	15		

$F_{0.95}(3, 12) = 3.49$

F_{calc} mayor que $F_{\text{tab}} \Rightarrow$ Se rechaza H_0

\Rightarrow las medias difieren entre sí

ANOVA – Cálculos después del test de F

Modelo I – efectos fijos

Comparaciones previstas “a priori”

El ANOVA aporta una mejor estimación de σ^2 : $\hat{s}_{res}^2 = MC_{dentro}$

$$t_c = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\hat{s}_{res} \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}$$

proporciona un test válido a nivel α
con $(n - a)$ grados de libertad

Comparaciones previstas “a posteriori”

- t_c igual que el anterior si el número de grupos es menor que 4
- En otros casos, usar la corrección de Bonferroni u otros tests (Scheffé, Duncan, Tukey, etc).
- Ninguno de ellos es sistemáticamente mejor

ejemploComparación de los grupos **A** y **C**

$$H_0: \mu_A = \mu_C$$

$$n_A = 4 \quad \bar{x}_A = 5.7$$

$$\hat{s}_{res}^2 = MCdentro = 10.281$$

$$n_C = 5 \quad \bar{x}_C = 3.96$$

$$\hat{s} = \sqrt{10.281} = 3.21$$

$$t_c = \frac{5.7 - 3.96}{3.21 \sqrt{1/4 + 1/5}} = 0.81$$

$$t_{0.975;12} = 2.18 \Rightarrow |t_c| < |t_t| \Rightarrow \text{NO rechazar } H_0$$

ANOVA – Cálculos después del test de F

Modelo II – efectos aleatorios

Asociación entre la variable dependiente y los niveles del factor

$$\eta^2 = \frac{SC_{\text{entre}}}{SC_{\text{total}}}$$

η : razón de correlación

ejemplo

- $SC_{\text{entre}} = 39.1088$

- $SC_{\text{total}} = 162.4775$

$$\eta^2 = \frac{39.1088}{162.4775} = 0.241$$

COMPARACION DE VARIANZAS, VARIOS GRUPOS

Test de Bartlett

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_k^2 \quad \forall (i, j)$$

$\hat{s}^2 = MC$ dentro

$$M = (n-1) \ln \hat{s}^2 - \sum_i (n_i - 1) \ln \hat{s}_i^2$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(a-1)} \left[\sum_i \frac{1}{n_i - 1} - \frac{1}{n-a} \right]$$

$$\chi_{calc}^2 = M / C; \quad \chi_{tab}^2 = \chi_{a-1}^2 \quad \text{Si } \chi_{calc}^2 \geq \chi_{tab}^2$$

Se Rechaza Ho

El Test de Bartlett es sensible a la Kurtosis. Existen otros test que no son sistemáticamente mejores ni peores

COMPARACION DE VARIANZAS, VARIOS GRUPOS

ejemplo

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma_k^2 \quad \forall (i, j)$$

$$\begin{array}{ccccc} \hat{s}_A^2 = 0.78 & \hat{s}_B^2 = 4.15 & \hat{s}_C^2 = 15.983 & \hat{s}_D^2 = 22.323 & \hat{s}_{res}^2 = 10.281 \\ n_A = 4 & n_B = 4 & n_C = 5 & n_D = 3 & n = 16 \end{array}$$

$$M = (16-1)\ln 10.281 - [(4-1)\ln 0.78 + (4-1)\ln 4.1 + (5-1)\ln 15.983 + (3-1)\ln 22.323] = 14.17$$

$$C = 1 + \frac{1}{3(4-1)} \left(\frac{1}{4-1} + \frac{1}{4-1} + \frac{1}{5-1} + \frac{1}{3-1} - \frac{1}{16-4} \right) = 1.148$$

$$\chi_{calc}^2 = 14.170 / 1.148 = 12.342;$$

$$\chi_{0.95;3}^2 = 7.81 \quad \chi_{calc}^2 \geq \chi_{tab}^2 \quad \text{Se Rechaza } H_0$$

SOLUCIONES A LA VIOLACION DE LOS SUPUESTOS DEL ANOVA

- Si los supuestos del ANOVA **no se cumplen**, la descomposición de la varianza sigue siendo válida. **No así el test de F, por lo que no pueden obtenerse conclusiones confiables respecto a la H_0**

- Existen 3 grandes grupos de soluciones

a) ANOVA ponderado

b) Transformar
la variable

c) Test de Kruskal-Wallis

- La solución **a** se verá en BEII

SOLUCIONES A LA VIOLACION DE LOS SUPUESTOS DEL ANOVA

- La solución **b**, para algunos casos particulares puede ser:

- recuentos números pequeños

$$x' = \sqrt{x} \text{ o bien } x' = \sqrt{x + k} ; (k = 0.5; 1)$$

- efectos multiplicativos

$$x' = \log x , \text{ o bien } \log(x + k) \quad (k > | -x_{\min} |)$$

- Proporciones (p)

$$x' = \arcsen \sqrt{p}$$

- Si la transformación es en grados sexagesimales

$$\sigma_{x'}^2 = \frac{820.8}{n}$$

- Es innecesario si $0.3 \leq p \leq 0.7$

- Método de BOX-COX : será visto después de regresión

PRUEBA DE KRUSKAL-WALLIS

- Es el equivalente al ANOVA, con variable ordinal
- Es una generalización del test de Mann-Whitney para más de dos grupos independientes

- Asignar rangos a todas las observaciones como si fuera un solo grupo

- Sumar los rangos de cada grupo (R_i)

- Calcular

$$k_c = \frac{12}{n(n+1)} \sum \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)$$

- Si el número de grupos es $a = 3$, existen tablas especiales

Si $a > 3$, comparar k_c con $\chi^2_{1-\alpha; a-1}$

Si $\chi^2_c > \chi^2_t$ **rechazar H_0**

ejemplo

valores originales

n_i

A	4.4	5.9	6.2	6.3		4
B	8.6	4.5	8.4	8.7		4
C	3.4	7.3	8.8	0.2	0.1	5
D	8.9	0.0	1.7			3

$$n = \sum n_i = 16$$

$$a = 4$$

rangos

R_i

A	6	8	9	10		4
B	13	7	12	14		4
C	5	11	15	3	2	5
D	16	1	4			3

$$k_c = \frac{12}{16(16+1)} \left[\frac{33^2}{4} + \frac{46^2}{4} + \frac{36^2}{5} + \frac{21^2}{3} + \right] - 3(16+1) = 2.27$$

$$\chi^2_{1-\alpha; a-1} = \chi^2_{0.95; 3} = 7.81$$

$$\chi^2_c < \chi^2_t \quad \text{NO rechazar } H_0$$