Diseños anidados

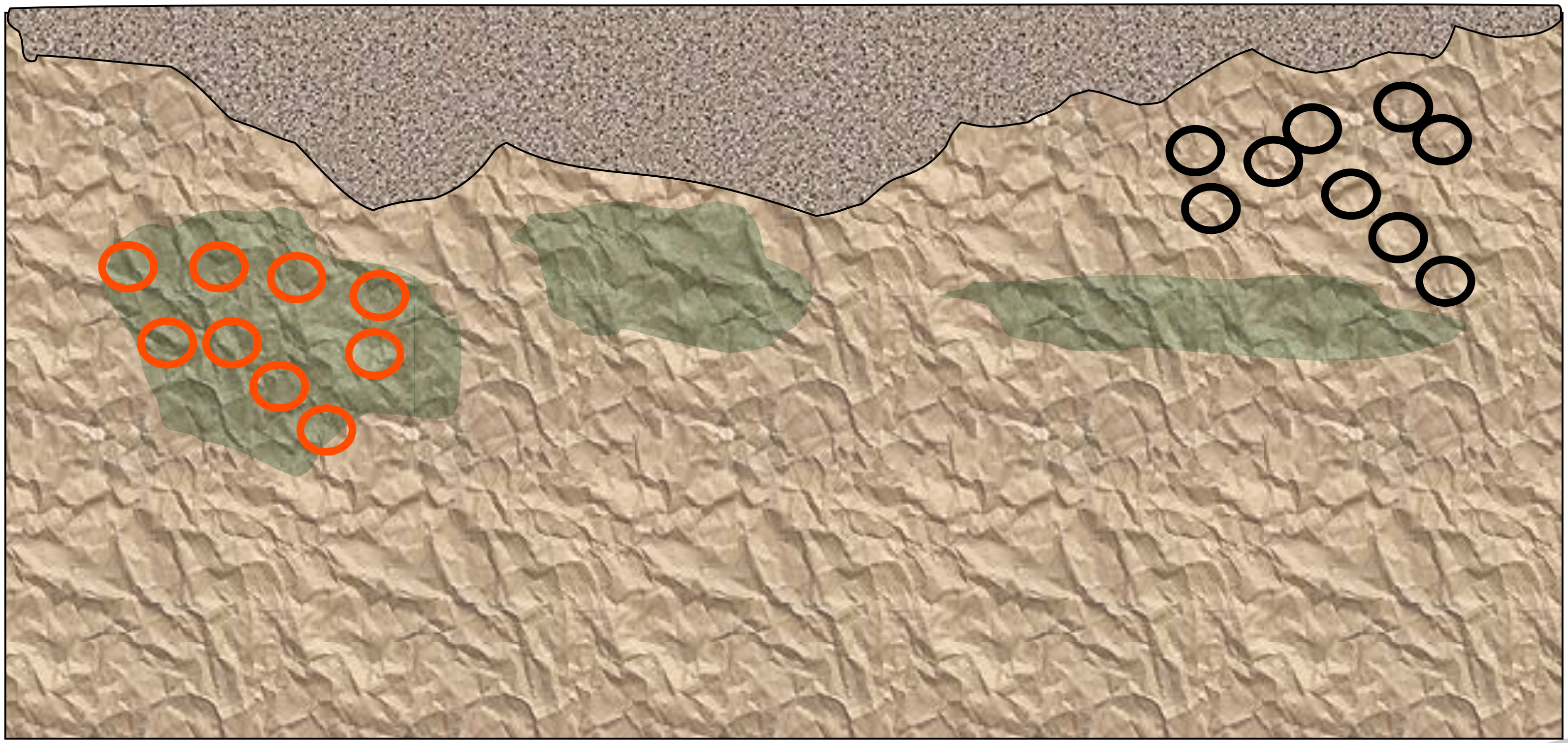
Universitat d'Alacant
Universidad de Alicante

Dept. of Marine Science and Applied Biology
Jose Jacobo Zubcoff

Diseños anidados

Ejemplo:

Hipótesis: La abundancia total de peces es menor en una zona rocosa colonizada por *C. taxifolia* que en una que **no** lo está.
Posible diseño:



Diseños anidados

Ejemplo:

Hipótesis: La abundancia total de peces es menor en una zona rocosa colonizada por *C. taxifolia* que en una que no lo está.

Fuente de var.	**# niveles**	**gl**	
Hábitat	h = 2	(h – 1)	1
Residual	n = 9	h(n – 1)	16
Total		hn – 1	17

¿Qué ocurre si rechazo H_0? ¿Y si la acepto?

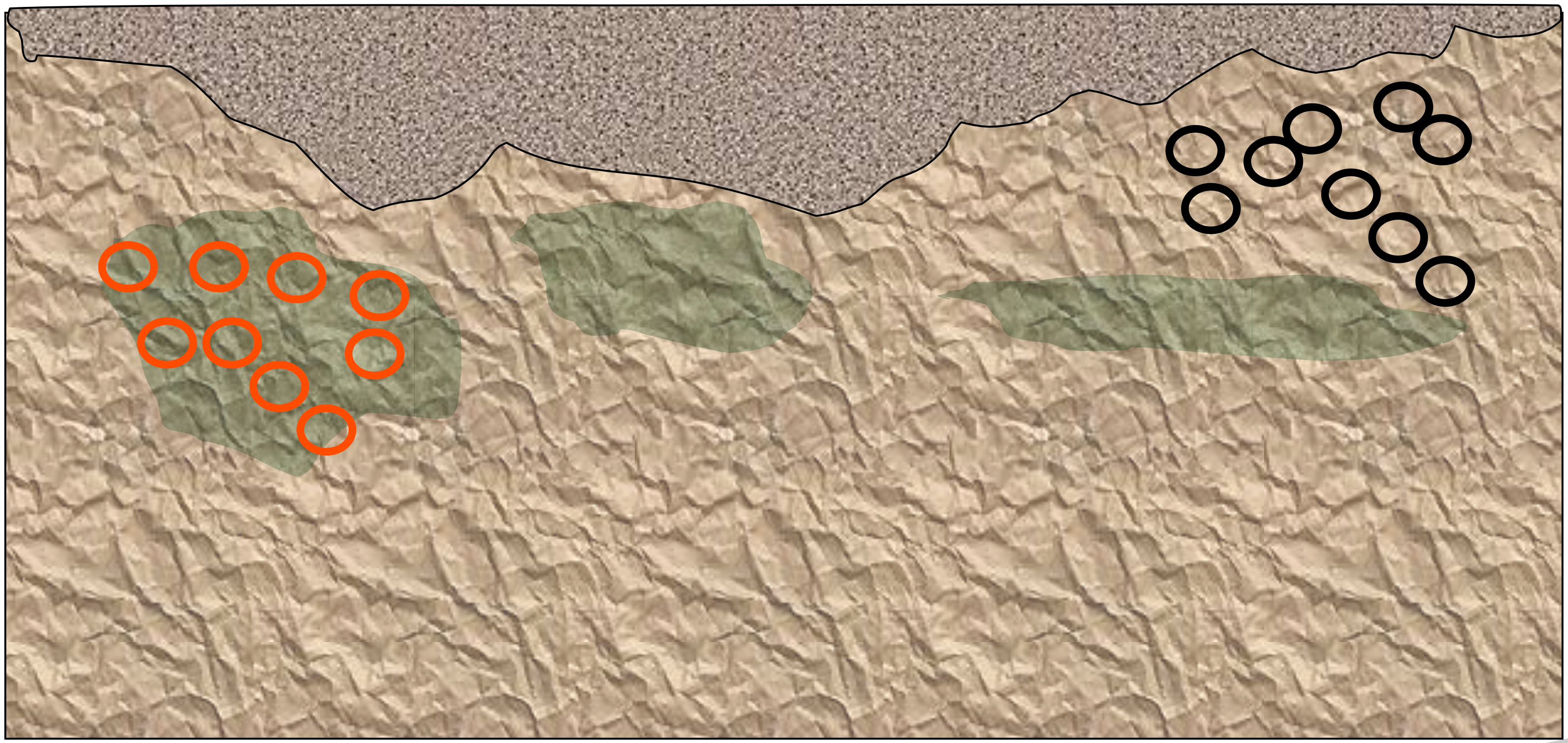
Problema: "pseudo-replicación" (Hurlbert 1984):

poner a prueba estadística los efectos de un tratamiento con un término de error experimental inapropiado para la hipótesis considerada

Diseños anidados

Ejemplo:

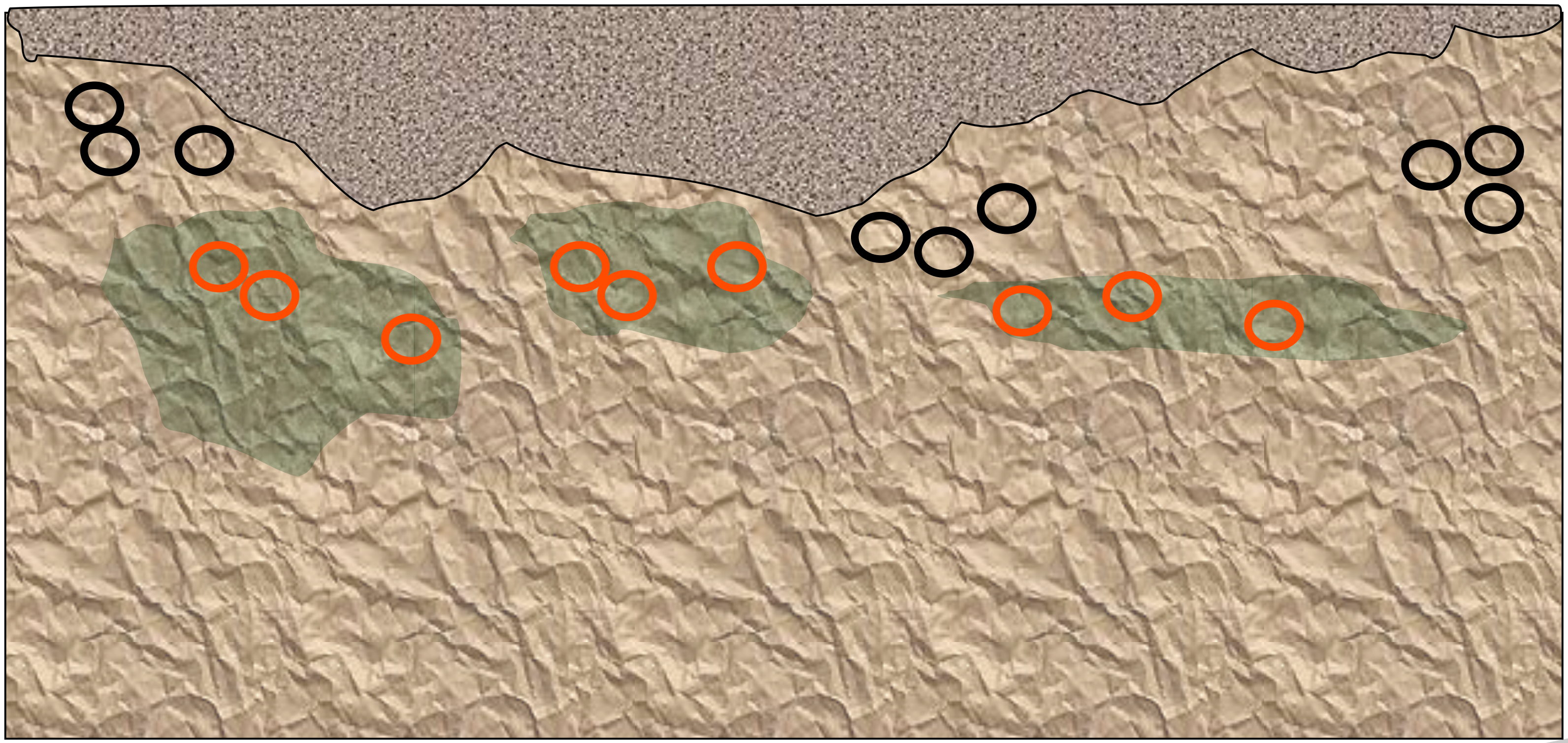
Hipótesis: La abundancia total de peces es menor en una zona rocosa colonizada por *C. taxifolia* que en una que **no** lo está.



Diseños anidados

Ejemplo:

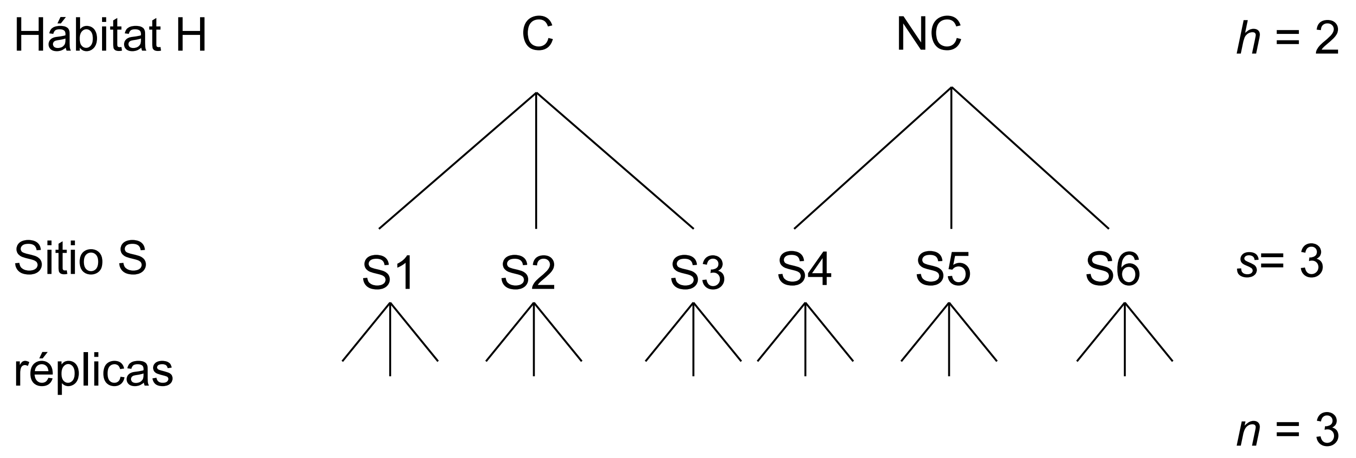
Hipótesis: La abundancia total de peces es menor en una zona rocosa colonizada por *C. taxifolia* que en una que no lo está.



Diseños anidados

Ejemplo:

Hipótesis: La abundancia total de peces es menor en una zona rocosa colonizada por *C. taxifolia* que en una que no lo está.



Diseños anidados

Características de factores anidados

- Un grupo de tratamientos experimentales tiene niveles o representaciones diferentes en cada uno de los niveles de los demás tratamientos
- Los factores **anidados** son siempre **aleatorios**
- Los diseños anidados han de estar equilibrados (mismo n para cada nivel jerarquizado, mismo nº de niveles jerarquizados **en cada nivel superior**)

Diseños anidados vs Ortogonales

Diferencias:

Los diseños ortogonales tienen dos características notables:

- Cada nivel de cada factor ocurre con TODOS los niveles de los demás factores
- Es posible examinar la interacción entre ellos

Diseños anidados o jerárquicos

- Los niveles de un factor (B) no serán idénticos en todos los niveles de otro factor (A)
- Los niveles del factor (B) están ANIDADOS dentro de los niveles del factor (A)
- Las **varianzas incluyen la heterogeneidad de los niveles inferiores** junto con la suya específica

Diseño anidado

- Modelo estadístico:
  - Los otros factores pueden ser fijos o aleatorios pero el anidado es aleatorio

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_{j(i)} + c_{k(j)}$$

i -*ésima* {fila} $i = 1,2,3,\ldots,a$

j-*ésima* {columna} $j = 1,2,3,\ldots,b$

repetición $k = 1,2,3,\ldots,r$

b es el efecto del factor (B) anidado en (A)

c es el efecto del factor (C) anidado en (B)

Se supone que son aleatorios e independientes los **efectos** a,b,c

Tabla de ANOVA

Diseño anidado

Si se considera la suma de cuadrados total

$$SCT = \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2$$

sumando y restando los términos $\pm\bar{y}_{i..}$ $\pm\bar{y}_{ij.}$ se obtiene

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 \quad &= \quad \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 + \\ &+ \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..})^2 + \\ &+ \sum_{i=1}^{a}\sum_{j=1}^{b}\sum_{k=1}^{n}(y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2\end{aligned}$$

Diseño anidado

Los contrastes de hipótesis que se realizan son:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_1 = \cdots = \alpha_a \; = 0 \text{ (el factor } A \text{ no influye)} \\ H_1 : \text{algún } \alpha_i \neq 0 \;\; \text{(el factor } A \text{ influye)} \end{cases}$$

en este caso

$$F_0 = \frac{\frac{SCA}{a-1}}{\frac{SCE}{ab(n-1)}} = \frac{MCA}{MCE}$$

de modo que se rechaza H_0 a nivel α si

$$F_0 > F_{(a-1),ab(n-1),\alpha}$$

Diseño anidado

La otra hipótesis que se contrasta es, $\forall i = 1, \ldots, a$

$$\begin{cases} H_0 : \beta_{1(i)} = \cdots = \beta_{b(i)} = 0 \\ H_1 : \text{algún } \beta_{j(i)} \neq 0 \end{cases}$$

en este caso,

$$F_0 = \frac{\frac{SCB(A)}{a(b-1)}}{\frac{SCE}{ab(n-1)}} = \frac{MCB(A)}{MCE}$$

de modo que se rechaza H_0 a nivel α si

$$F_0 > F_{a(b-1),ab(n-1),\alpha}$$

Diseño anidado

La tabla ANOVA es

F. V.	**S. C.**	**G. L.**	**M. C.**	**F**
Factor A	SC_A	$a-1$	$MC_A = \frac{SC_A}{a-1}$	$F_A = \frac{MC_A}{MC_E}$
Factor B $(B \subset A)$	$SC_{B(A)}$	$a(b-1)$	$MC_{B(A)} = \frac{SC_{B(A)}}{a(b-1)}$	$F_{B(A)} = \frac{MC_{B(A)}}{MC_E}$
Residual	SCE	$ab(n-1)$	$MC_E = \frac{SCE}{ab(n-1)}$	
Total	SCT	$abn-1$		

Si $F_{B(A)} = \frac{MC_{B(A)}}{MC_E}$ resulta ser significativo, entonces el contraste se puede descomponer en $i = 1, \ldots, a$ contrastes individuales:

$$F_{B(A)_i} = \frac{MC_{B(A)_i}}{MC_E}.$$

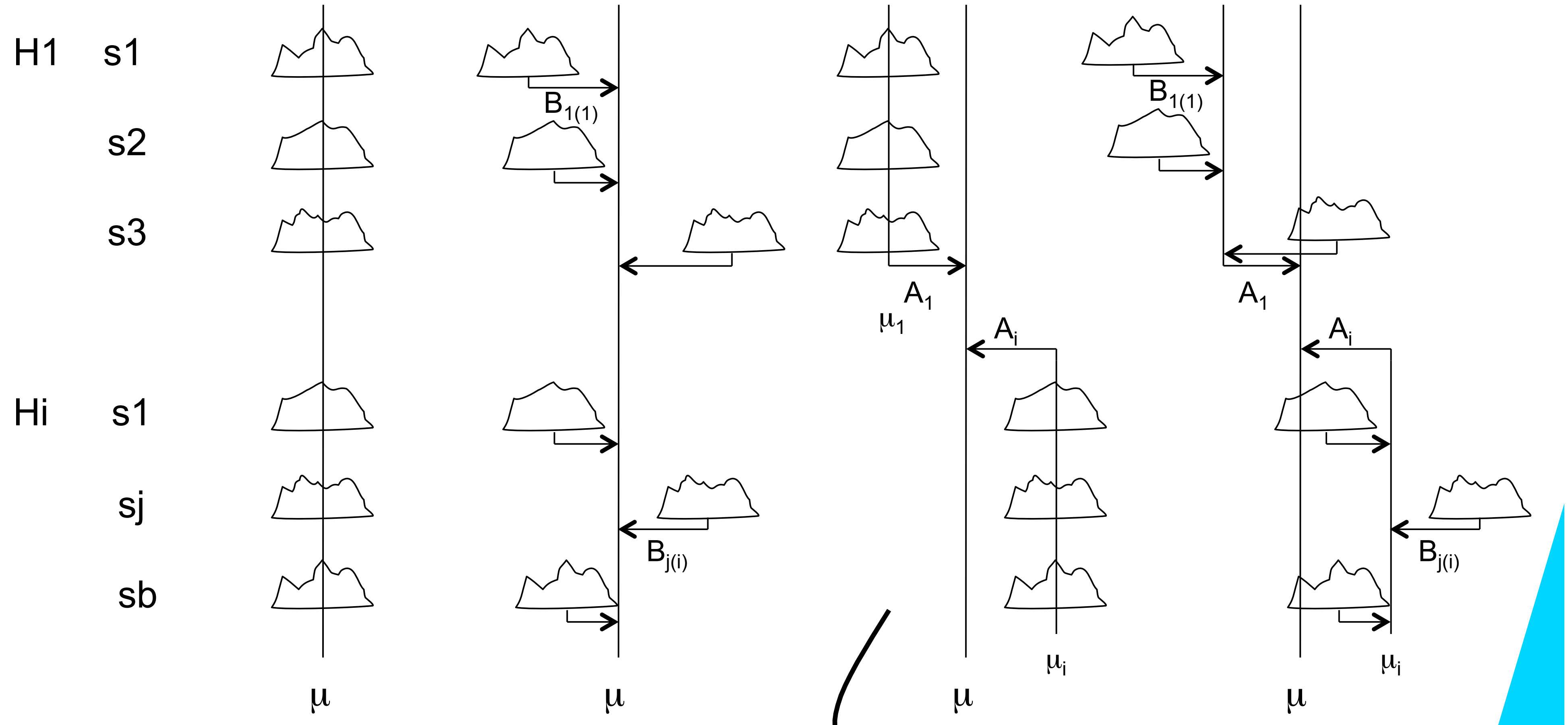
Diseño anidado

- Modelo lineal:

$$X_{ijk} = \mu + A_i + B(A)_{j(i)} + e_{k(j(i))}$$

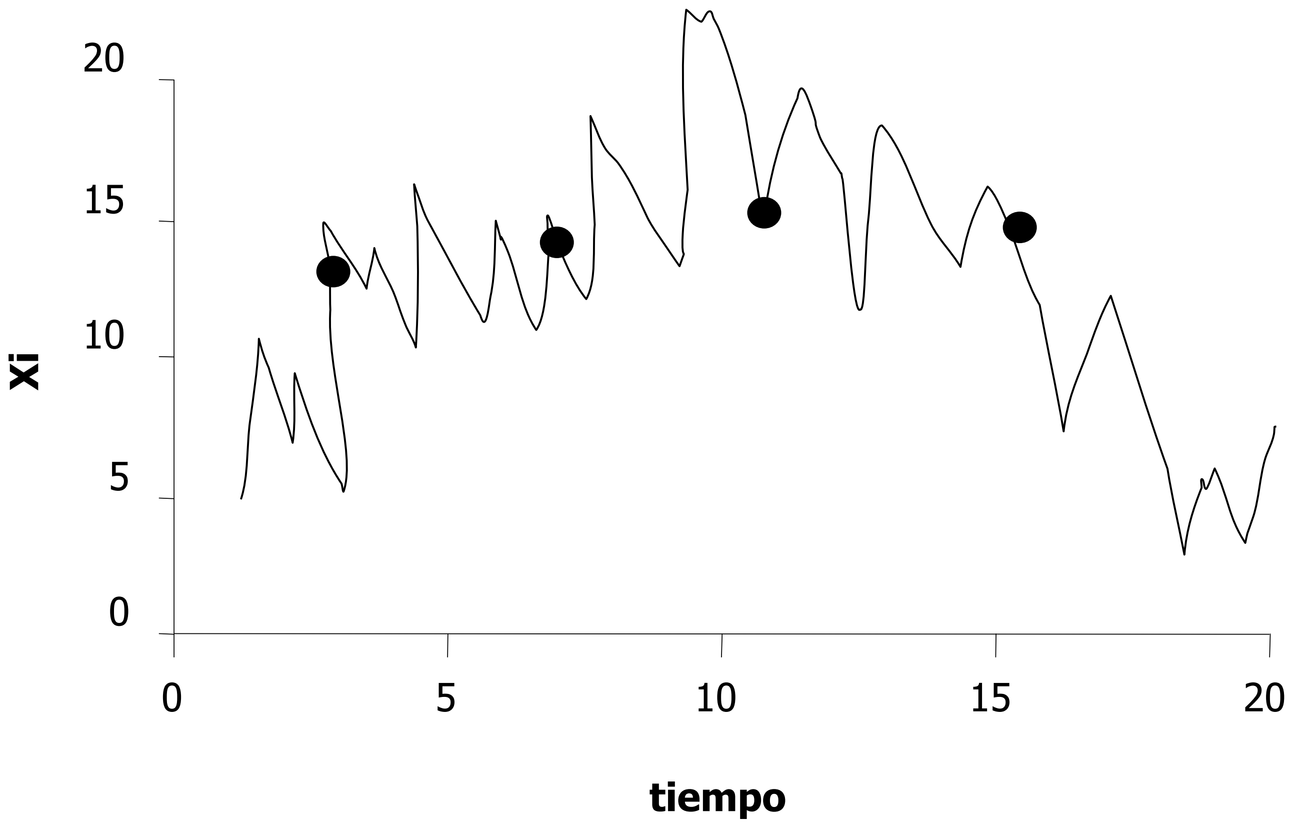
Fuente de variación	SC	g.l.
A	$\sum\sum\sum (X_i - X)^2$	(a–1)
B(A)	$\sum\sum\sum (X_{j(i)} - X_i)^2$	a(b–1)
Residual	$\sum\sum\sum (X_{ijk} - X_{j(i)})^2$	ab(n–1)
Total	$\sum\sum\sum (X_{ijk} - X)^2$	abn–1

Diseño anidado

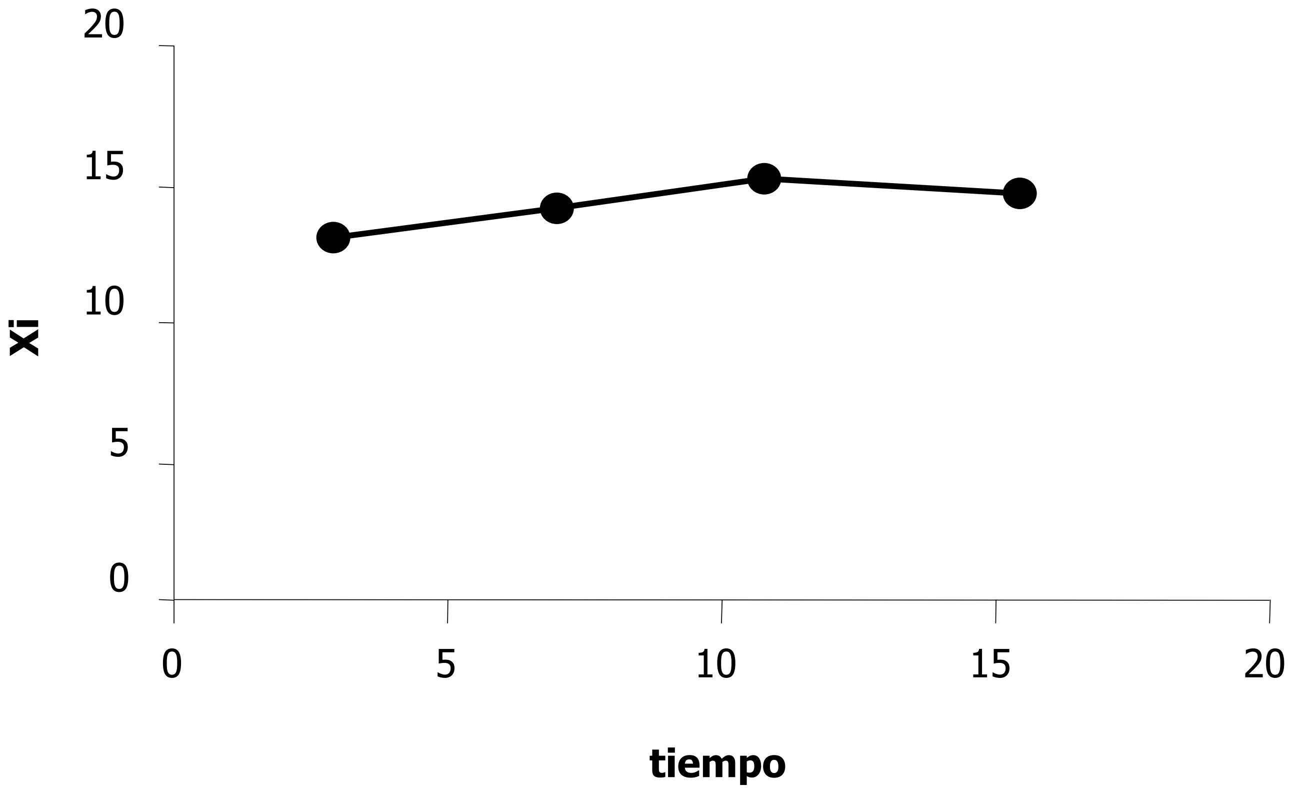


"pooling" (p > 0,25)

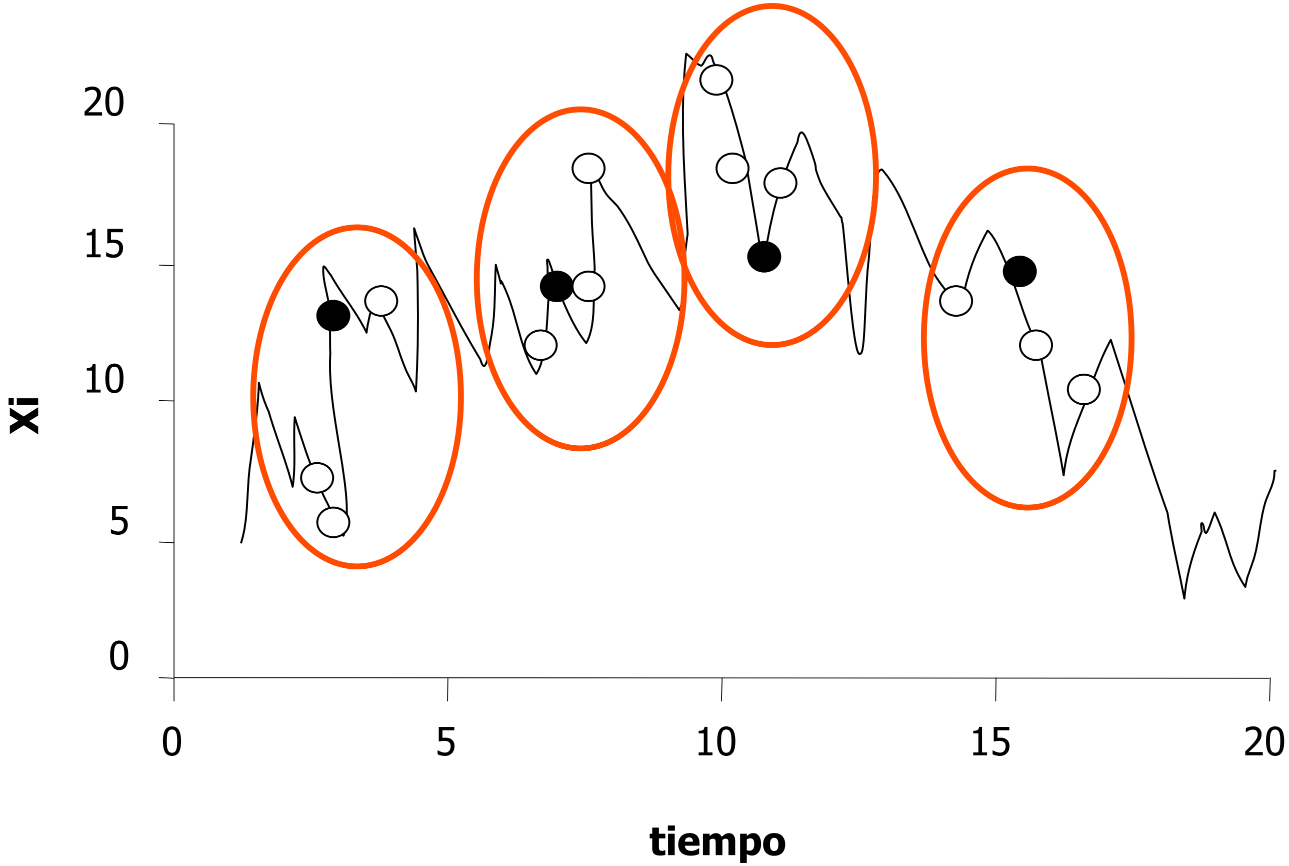
Diseño anidado: el caso de las pautas temporales



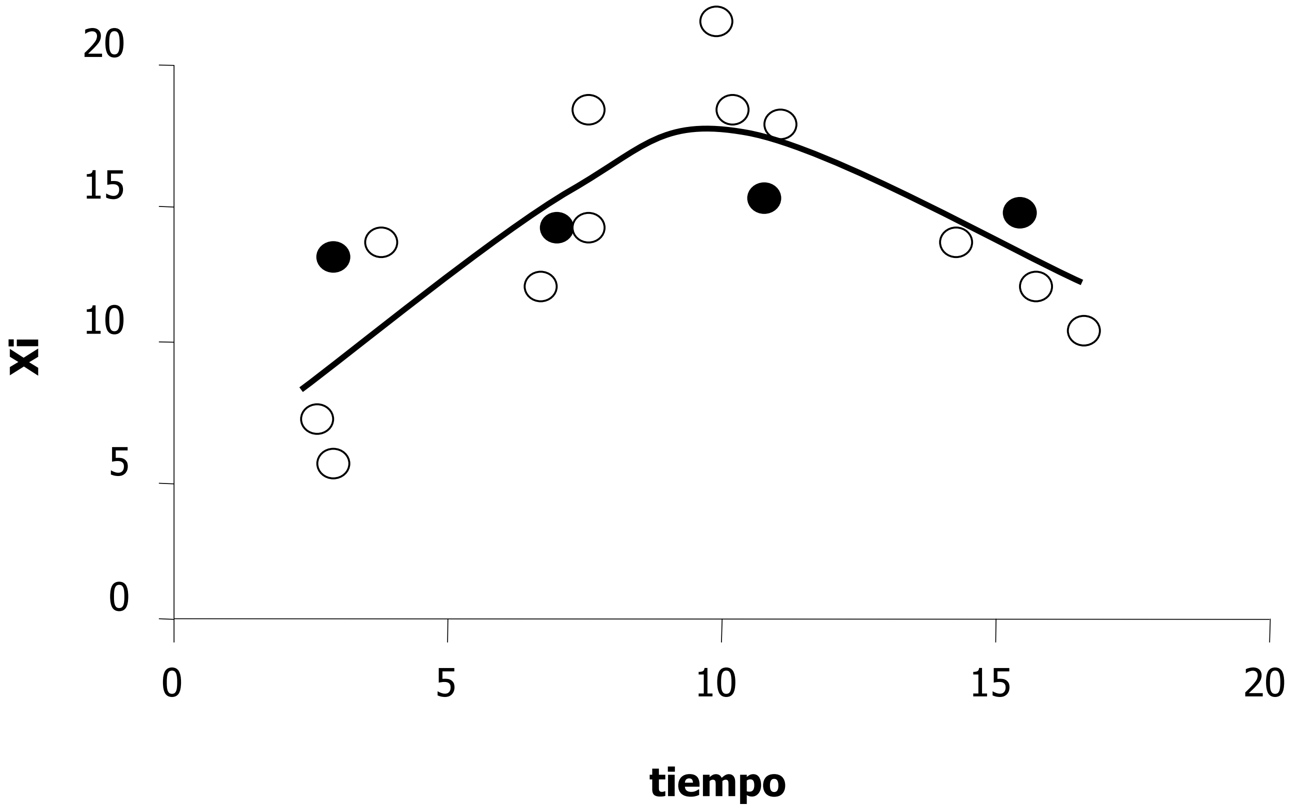
Diseño anidado: el caso de las pautas temporales



Diseño anidado: el caso de las pautas temporales



Diseño anidado: el caso de las pautas temporales



Diseños **mixtos**:
parcialmente anidados

- Incluir todos los factores observados
- Simplificar el modelo (y el análisis)
- Evitar la pseudorreplicación (Hurlbert, 1984)
- Aumentar la potencia del test
- Reducir el efecto del error aleatorio
- …