4.4. Un fattore tra plot, un fattore entro plot e un fattore entro soggetti

4.4.1. Disegno sperimentale

Consideriamo un esperimento avente come obiettivo la valutazione dell'effetto di un trattamento prenatale, di un trattamento postnatale e del tempo sul peso corporeo di piccoli di topo dalla nascita fino allo svezzamento (1-21 giorni di età). A tale scopo, femmine di topo gravide vengono trattate durante la gravidanza, e tramite esse i piccoli in fase prenatale (trattamento tra soggetti); piccoli diversi della stessa nidiata vengono poi trattati con livelli diversi del trattamento postnatale (fattore entro soggetti), e ne viene rilevato il peso giorno per giorno (fattore a misure ripetute) fino allo svezzamento. In questo caso l'unità statistica primaria (*plot*) corrisponde alla nidiata, mentre l'unità statistica secondaria (*sub-plot*) corrisponde al piccolo entro la nidiata.

Sia dato il seguente schema sperimentale, in cui

A trattamento prenatale: fattore tra nidiate (*plot* P)
P nidiata: fattore *nested* sotto A e di blocco per C
C trattamento postnatale: fattore entro nidiata (*plot* P) e tra soggetti (S)
S soggetto: fattore *nested* sotto A, P, C e di blocco per D
D giorno: fattore a misure ripetute entro P, S

Come si può vedere dallo schema, se su ogni unità statistica venisse rilevata una sola misura, si avrebbe un disegno completamente randomizzato, con il solo fattore *between-plot* A, ad effetti fissi. Analogamente, se le unità statistiche appartenessero tutte a un solo gruppo (ad esempio, quello individuato da A_1) e su di esse venissero rilevate r misure (corrispondenti ai diversi trattamenti postnatale), si avrebbe un disegno a blocchi randomizzati, con il solo fattore *within-plot* C, ad effetti fissi. Infine, se i piccoli di topo fossero tutti indipendenti fra loro (non appartenessero, cioè, a diverse nidiate trattate in modo differente in fase prenatale, né fossero trattati in modi diversi in fase postnatale), e su di essi venissero rilevate t misure, si avrebbe nuovamente un disegno a blocchi randomizzati, con il solo fattore *within-sub-plot* D, ad effetti fissi. Anche questo disegno, quindi, è una combinazione dei due disegni di cui si è parlato ai capitoli 2 e 3, come i disegni mostrati nei paragrafi 4.2. e 4.3..

				D_1	...	D_t
A_1	$P_{1(1)}$	C_1	$S_{1(111)}$	x_{11111}	...	x_{1111t}
			...	...	...	...
			$S_{s(111)}$	x_{111s1}	...	x_{111st}
		...	...	...	...	...
		C_r	$S_{1(11r)}$	x_{11r11}	...	x_{11r1t}
			...	...	...	...
			$S_{s(11r)}$	x_{11rs1}	...	x_{11rst}
	...	...	...	...	...	...
	$P_{n(1)}$	C_1	$S_{1(1n1)}$	x_{1n111}	...	x_{1n11t}
			...	...	...	...
			$S_{s(1n1)}$	x_{1n1s1}	...	x_{1n1st}
		...	...	...	...	...
		C_r	$S_{1(1nr)}$	x_{1nr11}	...	x_{1nr1t}
			...	...	...	...
			$S_{s(1nr)}$	x_{1nrs1}	...	x_{1nrst}
...	...	...	...	...	...	...
A_p	...	...	...	come sopra		

4.4.2. Modello sperimentale

Il modello sperimentale corrispondente al disegno sopra rappresentato è il seguente:

$$
\begin{array}{llllll}
x_{ilhmk} = \mu & + \alpha_i & + \pi_{l(i)} & + & & \\
+ \gamma_h & + \alpha\gamma_{ih} & + \gamma\pi_{hl(i)} & + \varsigma_{m(ilh)} & + & \\
+ \delta_k & + \alpha\delta_{ik} & + \delta\pi_{kl(i)} & + & & \\
+ \gamma\delta_{hk} & + \alpha\gamma\delta_{ihk} & + \gamma\delta\pi_{hkl(i)} & + \delta\varsigma_{km(ilh)} & + \epsilon_{ilhmk} &
\end{array}
$$

dove

μ media generale;

α_i effetto del livello i-mo del fattore A;

$\pi_{l(i)}$ effetto (casuale) del livello l-mo del fattore P, annidato sotto A_i;

γ_h effetto del livello h-mo del fattore C;

$\alpha\gamma_{ih}$ effetto dell'interazione dei livelli A_i e C_h. Esso rappresenta l'effetto simultaneo dei due fattori;

$\gamma\pi_{hl(i)}$ effetto (casuale) dell'interazione dei livelli C_h e P_l, annidato sotto A_i;

$\varsigma_{m(ilh)}$ effetto (casuale) del livello m-mo del fattore S, annidato sotto $A_iP_lC_h$;

δ_k effetto del livello k-mo del fattore D;

$\alpha\delta_{ik}$ effetto dell'interazione dei livelli A_i e D_k;

$\delta\pi_{kl(i)}$ effetto (casuale) dell'interazione dei livelli D_k e P_l, annidato sotto A_i;

$\gamma\delta_{hk}$ effetto dell'interazione dei livelli C_h e D_k;

$\alpha\gamma\delta_{ihk}$ effetto dell'interazione dei livelli A_i, C_h e D_k;

$\gamma\delta\pi_{hkl(i)}$ effetto (casuale) dell'interazione dei livelli C_h, D_k e P_l, annidato sotto A_i;

$\delta\varsigma_{km(ilh)}$ effetto (casuale) dell'interazione dei livelli D_k e S_m, annidato sotto $A_iP_lC_h$;

ϵ_{ilhmk} residuo associato a x_{ilhmk}, che comprende tutti gli effetti non dovuti ai fattori considerati.

Assumiamo che i fattori A, C e D siano ad effetti fissi, e che comprendano, cioè, tutti i livelli di interesse per lo sperimentatore.

Da ciò deriva la seguente scomposizione della devianza:

$$
\begin{aligned}
SS_{Tot} = {} & SS_A & & + SS_{P(A)} & + \\
& + SS_C & + SS_{AC} & + SS_{CP(A)} & + SS_{S(APC)} + \\
& + SS_D & + SS_{AD} & + SS_{DP(A)} & + \\
& + SS_{CD} & + SS_{ACD} & + SS_{CDP(A)} & + SS_{DS(APC)}
\end{aligned}
$$

da cui consegue

$MS_{Tot} = SS_{Tot}/(pnrst-1);$ $\qquad$ $MS_A = SS_A/(p-1);$

$MS_{P(A)} = SS_{P(A)}/[p(n-1)];$ $\qquad$ $MS_C = SS_C/(r-1);$

$MS_{AC} = SS_{AC}/[(p-1)(r-1)];$ $\qquad$ $MS_{CP(A)} = SS_{CP(A)}/[p(n-1)(r-1)];$

$MS_{S(APC)} = SS_{S(APC)}/[pnr(s-1)];$ $\qquad$ $MS_D = SS_D/(t-1);$

$MS_{AD} = SS_{AD}/[(p-1)(t-1)];$ $\qquad$ $MS_{DP(A)} = SS_{DP(A)}/[p(n-1)(t-1)]$

$MS_{CD} = SS_{CD}/[(r-1)(t-1)];$ $\qquad$ $MS_{ACD} = SS_{ACD}/[(p-1)(r-1)(t-1)];$

$MS_{CDP(A)} = SS_{CDP(A)}/[p(n-1)(r-1)(t-1)];$ $\qquad$ $MS_{DS(APC)} = SS_{DS(APC)}/[pnr(s-1)(t-1)].$

4.4.3. Analisi della varianza

Con questo disegno è possibile verificare le ipotesi riguardanti le medie dei diversi livelli dei fattori A, C e D e delle loro combinazioni (interazioni) doppie e triple.

Per comprendere quali siano gli appropriati termini di errore per i diversi MS, occorre osservare la tabella dei valori attesi delle varianze.

Come si può vedere, $MS_{P(A)}$ è il termine di errore appropriato per MS_A, $MS_{S(APC)}$ per $MS_{P(A)}$, $MS_{CP(A)}$ per MS_C e MS_{AC}, $MS_{S(APC)}$ per $MS_{CP(A)}$, $MS_{DP(A)}$ per MS_D e MS_{AD}, $MS_{CDP(A)}$ per MS_{CD} e MS_{ACD}, e, infine, $MS_{DS(APC)}$ per $MS_{DP(A)}$ e $MS_{CDP(A)}$.

Fonte di variazione	Valori attesi dei MS
Tra plot	
A	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma + rst\sigma^2_\pi + nrst\sigma^2_\alpha$
P(A)	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma + rst\sigma^2_\pi$
Entro plot	
C	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma + st\sigma^2_{\gamma\pi} + pnst\sigma^2_\gamma$
AC	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma + st\sigma^2_{\gamma\pi} + nst\sigma^2_{\alpha\gamma}$
CP(A)	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma + st\sigma^2_{\gamma\pi}$
S(APC)	$\sigma^2_\epsilon + t\sigma^2_\varsigma$
Entro sub-plot	
D	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + rs\sigma^2_{\delta\pi} + pnrs\sigma^2_\delta$
AD	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + rs\sigma^2_{\delta\pi} + nrs\sigma^2_{\alpha\delta}$
DP(A)	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + rs\sigma^2_{\delta\pi}$
CD	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + s\sigma^2_{\gamma\delta\pi} + ps\sigma^2_{\gamma\delta}$
ACD	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + s\sigma^2_{\gamma\delta\pi} + ns\sigma^2_{\alpha\gamma\delta}$
CDP(A)	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma} + s\sigma^2_{\gamma\delta\pi}$
DS(APC)	$\sigma^2_\epsilon + \sigma^2_{\delta\varsigma}$
Error	σ^2_ϵ

Ne discende la seguente tabella dell'ANOVA:

Fonte di variazione	df	F
Tra plot	np-1	
A	p-1	$MS_A/MS_{P(A)}$
P(A)	p(n-1)	$MS_{P(A)}/MS_{S(APC)}$
Entro plot	np(rs-1)	
C	r-1	$MS_C/MS_{CP(A)}$
AC	(p-1)(r-1)	$MS_{AC}/MS_{CP(A)}$
CP(A)	p(n-1)(r-1)	$MS_{CP(A)}/MS_{S(APC)}$
S(APC)	pnr(s-1)	
Entro sub-plot	pnrs(t-1)	
D	t-1	$MS_D/MS_{DP(A)}$
AD	(p-1)(t-1)	$MS_{AD}/MS_{DP(A)}$
DP(A)	p(n-1)(t-1)	$MS_{DP(A)}/MS_{DS(APC)}$
CD	(r-1)(t-1)	$MS_{CD}/MS_{CDP(A)}$
ACD	(p-1)(r-1)(t-1)	$MS_{ACD}/MS_{CDP(A)}$
CDP(A)	p(n-1)(r-1)(t-1)	$MS_{CDP(A)}/MS_{DS(APC)}$
DS(APC)	pnr(s-1)(t-1)	

4.5. Esercizio

Consideriamo un esperimento, avente come obiettivo la valutazione dell'effetto dell'età, dell'allontanamento dalla madre (deprivazione), del sesso e del tempo di osservazione sulla vocalizzazione ultrasonica in piccoli di topo.

A tale scopo, viene formulato il seguente protocollo sperimentale:

a) vengono esaminate 24 nidiate, composte di 4 piccoli ciascuna (2 maschi e 2 femmine);

b) le 24 nidiate vengono esaminate a 3 età diverse (4, 8 e 12 gg), 8 nidiate per età;

c) entro ogni età, metà delle nidiate (4) vengono separate dalle rispettive madri 24 h prima del test;

d) al momento del test, ogni piccolo viene messo nell'apparato sperimentale e ne viene registrato il numero di vocalizzazioni ultrasoniche emesse, in 5 intervalli consecutivi di 1 minuto ciascuno.

Si chiede di rispondere alle seguenti domande:

1) Come si può rappresentare il disegno sperimentale?

2) Quali sono i fattori tra soggetti?

3) Quali sono i fattori entro soggetti?

4) Quali sono i fattori ad effetti fissi?

5) Quali sono i fattori ad effetti casuali?

6) Qual è il modello sperimentale?

7) Qual è la tabella dell'ANOVA risultante?

1) Il disegno sperimentale può essere così rappresentato:

					R_1	...	R_5
ETA 4	**DEPR**	$N_{1(11)}$	**M**	$S_{1(1111)}$	x_{111111}	...	x_{111115}
				$S_{2(1111)}$	x_{111121}	...	x_{111125}
			F	$S_{1(1112)}$	x_{111211}	...	x_{111215}
				$S_{2(1112)}$	x_{111221}	...	x_{111225}
		...	...	...	...	...	...
		$N_{4(11)}$	**M**	$S_{1(1141)}$	x_{114111}	...	x_{114115}
				$S_{2(1141)}$	x_{114121}	...	x_{114125}
			F	$S_{1(1142)}$	x_{114211}	...	x_{114215}
				$S_{2(1142)}$	x_{114221}	...	x_{114225}
	NODEPR	**come sopra**			...	...	...
ETA 8	**come sopra**				...	...	...
ETA 12	**come sopra**				...	...	...

2) I fattori tra nidiate sono: Età, Deprivazione

2,3) Il fattore tra soggetti (ed entro nidiate) è: Sesso

3) Il fattore entro soggetti è: Tempo (5 minuti di test)

4) I fattori ad effetti fissi sono: Età, Deprivazione, Sesso, Tempo

5) I fattori ad effetti casuali sono: Nidiata, Animale

6) Il modello sperimentale è il seguente:

$$
\begin{aligned}
x_{ijlhmk} = {} & \mu + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \pi_{l(ij)} + \\
& + \gamma_h + \alpha\gamma_{ih} + \beta\gamma_{jh} + \alpha\beta\gamma_{ijh} + \gamma\pi_{hl(ij)} + \varsigma_{m(ijlh)} + \\
& + \delta_k + \alpha\delta_{ik} + \beta\delta_{jk} + \alpha\beta\delta_{ijk} + \delta\pi_{kl(ij)} + \\
& + \gamma\delta_{hk} + \alpha\gamma\delta_{ihk} + \beta\gamma\delta_{jhk} + \alpha\beta\gamma\delta_{ijhk} + \gamma\delta\pi_{hkl(ij)} + \delta\varsigma_{km(ijlh)} + \\
& + \epsilon_{ijlhmk}
\end{aligned}
$$

dove

μ media generale;

α_i effetto del livello i-mo del fattore "età";

β_j effetto del livello j-mo del fattore "deprivazione";

$\alpha\beta_{ij}$ effetto dell'interazione "età" $\times$ "deprivazione";

$\pi_{l(i)}$ effetto (casuale) del livello l-mo del fattore "nidiata", annidato sotto "età" e "deprivazione";

γ_h effetto del livello h-mo del fattore "sesso";

$\alpha\gamma_{ih}$ effetto dell'interazione "età" $\times$ "sesso";

$\beta\gamma_{jh}$ effetto dell'interazione "deprivazione" $\times$ "sesso";

$\alpha\beta\gamma_{ijh}$ effetto dell'interazione "età" $\times$ "deprivazione" $\times$ "sesso";

$\gamma\pi_{hl(ij)}$ effetto (casuale) dell'interazione "sesso" $\times$ "nidiata$_{(\text{età, deprivazione})}$";

$\varsigma_{m(ijlh)}$ effetto (casuale) del livello m-mo del fattore "animale", annidato sotto "età", "deprivazione", "nidiata" e "sesso";

δ_k effetto del livello k-mo del fattore "tempo";

$\alpha\delta_{ik}$ effetto dell'interazione "età" $\times$ "tempo";

$\beta\delta_{jk}$ effetto dell'interazione "deprivazione" $\times$ "tempo";

$\alpha\beta\delta_{ijk}$ effetto dell'interazione "età" × "deprivazione" × "tempo";

$\delta\pi_{kl(i)}$ effetto (casuale) dell'interazione "tempo" × "nidiata$_{(\text{età, deprivazione})}$";

$\gamma\delta_{hk}$ effetto dell'interazione "sesso" × "tempo";

$\alpha\gamma\delta_{ihk}$ effetto dell'interazione "età" × "sesso" × "tempo";

$\beta\gamma\delta_{jhk}$ effetto dell'interazione "deprivazione" × "sesso" × "tempo";

$\alpha\beta\gamma\delta_{ijhk}$ effetto dell'interazione "età" × "deprivazione" × "sesso" × "tempo";

$\gamma\delta\pi_{hkl(i)}$ effetto (casuale) dell'interazione "sesso" × "tempo" × "nidiata$_{(\text{età, deprivazione})}$";

$\delta\varsigma_{km(ilh)}$ effetto (casuale) dell'interazione "tempo" × "animale$_{(\text{età, deprivazione, nidiata, sesso})}$";

ϵ_{ilhmk} residuo associato a x_{ilhmk}, che comprende tutti gli effetti non dovuti ai fattori considerati.

7) I fattori A, B, C e D sono ad effetti fissi, comprendono, cioè, tutti i livelli di interesse per lo sperimentatore.

Da ciò deriva la seguente scomposizione della devianza:

$$
\begin{aligned}
SS_{Tot} = {} & \quad\quad SS_A + SS_B + SS_{AB} + SS_{P(AB)} + \\
& + SS_C + SS_{AC} + SS_{BC} + SS_{ABC} + SS_{CP(AB)} + SS_{S(ABPC)} + \\
& + SS_D + SS_{AD} + SS_{BD} + SS_{ABD} + SS_{DP(AB)} + \\
& + SS_{CD} + SS_{ACD} + SS_{BCD} + SS_{ABCD} + SS_{CDP(AB)} + SS_{DS(ABPC)}.
\end{aligned}
$$

Ad essa corrisponde la seguente tabella dell'ANOVA:

Fonte di variazione	df	F
Tra plot	23	
A	2	$MS_A/MS_{P(AB)}$
B	1	$MS_B/MS_{P(AB)}$
AB	2	$MS_{AB}/MS_{P(AB)}$
P(AB)	18	$MS_{P(AB)}/MS_{S(ABPC)}$
Entro plot	72	
C	1	$MS_C/MS_{CP(AB)}$
AC	2	$MS_{AC}/MS_{CP(AB)}$
BC	1	$MS_{BC}/MS_{CP(AB)}$
ABC	2	$MS_{ABC}/MS_{CP(AB)}$
CP(AB)	18	$MS_{CP(AB)}/MS_{S(ABPC)}$
S(ABPC)	48	
Entro sub-plot	384	
D	4	$MS_D/MS_{DP(AB)}$
AD	8	$MS_{AD}/MS_{DP(AB)}$
BD	4	$MS_{BD}/MS_{DP(AB)}$
ABD	8	$MS_{ABD}/MS_{DP(AB)}$
DP(AB)	72	$MS_{DP(AB)}/MS_{DS(ABPC)}$
CD	4	$MS_{CD}/MS_{CDP(AB)}$
ACD	8	$MS_{ACD}/MS_{CDP(AB)}$
BCD	4	$MS_{BCD}/MS_{CDP(AB)}$
ABCD	8	$MS_{ABCD}/MS_{CDP(AB)}$
CDP(AB)	72	$MS_{CDP(AB)}/MS_{DS(ABPC)}$
DS(ABPC)	192	

4.6. ASSUNTI PER L'APPLICAZIONE DEL TEST F

Anche per i disegni *split-plot* e a misure ripetute valgono gli stessi assunti già indicati per i disegni completamente randomizzati e a blocchi randomizzati, e cioè:

1) normalità della distribuzione dell'errore (e quindi della variabile risposta);

2) omoschedasticità (omogeneità della varianza) tra i diversi gruppi di unità statistiche;

3) sfericità, quando il numero di livelli del fattore entro soggetti o a misure ripetute è maggiore di 2.
   Per la sfericità, valgono le stesse correzioni già illustrate:
   ϵ di Greenhouse-Geisser;
   ϵ di Huynh-Feldt.

Il rispetto degli assunti può essere verificato come già illustrato per i disegni completamente randomizzati e a blocchi randomizzati.

4.7. CONFRONTI MULTIPLI

Anche per i confronti multipli valgono gli stessi test già indicati per i disegni completamente randomizzati e a blocchi randomizzati, rispettivamente per i fattori tra soggetti ed entro soggetti.

Per i confronti all'interno dell'interazione "fattore tra soggetti" $\times$ "fattore entro soggetti" si deve applicare la procedura seguente:

a) tra i livelli del "fattore tra soggetti" ed entro i livelli del "fattore entro soggetti" si applica il test di Tukey (o gli altri test per confronti multipli di cui abbiamo già parlato) considerando come Mean Square dell'errore

$$MS_{Res} = \frac{SS_{P(A)} + SS_{CP(A)}}{p(n-1) + p(n-1)(r-1)}$$

b) tra i livelli del "fattore entro soggetti" ed entro i livelli del "fattore tra soggetti" si considera

$$MS_{Res} = MS_{CP(A)}$$

Se $MS_{P(A)} \approx MS_{CP(A)}$ si può considerare in entrambi i casi

$$MS_{Res} = MS_{CP(A)}$$

E' importante notare che il numero di osservazioni per cui va diviso il MS_{Res} (numero che avevamo indicato con n nel caso di confronti multipli in un disegno completamente randomizzato) non necessariamente coincide con il numero di unità statistiche nel singolo gruppo, quando vi siano misure ripetute da tener presenti. In ogni caso, il numero n può essere facilmente ottenuto dividendo il numero complessivo di osservazioni per il numero di combinazioni dei livelli dei fattori interessati dall'interazione. Occorre ricordare che il numero complessivo di osservazioni è dato dal numero di unità statistiche per il numero delle misure ripetute rilevate su ognuna di esse.

Se ci riferiamo al disegno di cui al paragrafo 4.3. (due fattori tra soggetti - A e B - e 2 fattori entro soggetti - C e D -), e vogliamo applicare i confronti multipli all'interno dell'interazione AC, avendo le seguenti specifiche:

A: 2 livelli	B: 3 livelli	P(AB): 6 livelli
C: 3 livelli	D: 5 livelli	

il numero di osservazioni mediate in AC_{ih} per cui dividere il MS_{Res} sarà

$$n = \frac{n^\circ \ \textit{complessivo di osservazioni}}{n^\circ \ \textit{di combinazioni AC}} = \frac{2 \cdot 3 \cdot 6 \cdot 3 \cdot 5}{2 \cdot \quad 3} = 90$$

4.8. Statistica non parametrica

Nel caso di un disegno *split-plot* o fattoriale a misure ripetute, è possibile valutare:

a) l'effetto principale del fattore tra soggetti (A);

b) l'effetto principale del fattore entro soggetti (C);

c) l'interazione A • C (fattore tra soggetti • fattore entro soggetti), quando il fattore C abbia 2 livelli soltanto.

E' invece possibile solo approssimativamente valutare:

c) l'interazione A • C, quando il fattore C abbia più di 2 livelli.

a) EFFETTO PRINCIPALE DEL FATTORE TRA SOGGETTI

- Si sintetizzano (utilizzando un indice di sintesi come la somma, la mediana, numero di eventi/tempo di osservazione totale, il primo giorno di risposta adulta, ecc.) le misure ripetute per ogni unità statistica, e si applica l'ANOVA non parametrica di Kruskal-Wallis.

b) EFFETTO PRINCIPALE DEL FATTORE ENTRO SOGGETTI

- Si applica l'ANOVA non parametrica per misure ripetute di Friedman su tutti i livelli del fattore entro soggetti, considerando le unità statistiche come un gruppo unico (prescindendo cioè dai livelli del fattore tra soggetti).

c) INTERAZIONE FATTORE TRA SOGGETTI • FATTORE ENTRO SOGGETTI

Nel caso di 2 livelli del fattore entro soggetti (C: C_1 e C_2):

- Si calcola per ogni unità statistica lo scarto tra le osservazioni in C_1 e C_2, e si applica l'ANOVA di Kruskal-Wallis sui punteggi differenza così ottenuti.

Nel caso di più di 2 livelli del fattore entro soggetti (C: C_i, $i=1,\ldots,p$, $p>2$):

- Si applica l'ANOVA di Friedman separatamente nei vari livelli del fattore tra soggetti, e si confrontano i risultati ottenuti.

Direttore dell'Istituto Superiore di Sanità
e Responsabile scientifico: Giuseppe Vicari

Direttore responsabile: Vilma Alberani

Stampato dal Servizio per le attività editoriali
dell'Istituto Superiore di Sanità, Viale Regina Elena, 299 - 00161 ROMA

Reg. Stampa - Tribunale di Roma n. 131/88 del 1° marzo 1988

Roma, settembre 1995 (n. 3)