

L'ANALISI DELLA VARIANZA (ANOVA)

Sommario

- * **Il modello lineare: forma e assunzioni**
- * **Disegni ad un fattore**
- * **Confronti post-hoc e pianificati**
- * **Disegni fattoriali: effetti principali ed interazione**
- * **Potenza della verifica e ampiezza degli effetti**

Scopo dell'analisi della varianza: verificare ipotesi relative a differenze tra medie di due o più popolazioni.

Variabile dipendente: su scala a intervalli o rapporti equivalenti

Variabile indipendente: categoriale.

- Una sola V.I.: Disegni a una via
- Due o più V.I.: Disegni Fattoriali
- Una sola V.D.: Analisi univariata
- Due o più V.D.: Analisi multivariata (MANOVA)

L'ANALISI DELLA VARIANZA UNIVARIATA (ANOVA): DISEGNI TRA I SOGGETTI AD UN SOLO FATTORE

Ad ogni livello della variabile indipendente corrisponde un diverso gruppo di soggetti. In ogni condizione ci sono soggetti diversi: un soggetto esposto ad una condizione non viene esposto a nessuna altra condizione.

OBIETTIVI	
SI	NO
S1	S6
S2	S7
...	...

MODELLO LINEARE DELL'ANOVA

Il punteggio y_{ij} di un soggetto "j" nel gruppo "i" è scomponibile così:

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

- μ : **media generale ("grand mean") dei punteggi sul campione totale**
- α_i : **effetto dovuto al trattamento (livello i della variabile indipendente)**
- ε_{ij} : **è una componente "residua", di errore casuale, specifica per ogni soggetto.**

Stime campionarie dei parametri di popolazione:

$\hat{\mu} = \bar{y}_{..}$ **media generale del campione**

$\hat{\alpha}_i = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})$ **differenza tra la media del gruppo
cui appartiene il soggetto e la
media generale del campione
(contributo della condizione "i"
al punteggio del soggetto "j")**

$\hat{\varepsilon}_{ij} = (y_{ij} - \bar{y}_{i.})$ **differenza tra punteggio del
soggetto e media del gruppo in
cui è inserito (variabilità dei
punteggi individuali all'interno di
ogni gruppo).**

Punteggio del soggetto ij:

$$y_{ij} = \hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \hat{\varepsilon}_{ij}$$

$\hat{\mu}$ $\hat{\alpha}_i$ $\hat{\varepsilon}_{ij}$

Scarto del punteggio ij dalla media totale:

$$y_{ij} - \bar{y}_{..} = (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..}) + (y_{ij} - \bar{y}_{i.})$$

Scomposizione della devianza totale

Devianza totale

$$SS_T = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2$$

Somma dei quadrati degli scarti al quadrato tra i singoli punteggi e la media generale (tutti i soggetti possono essere considerati come appartenenti ad un **unico campione).**

Scomposizione della devianza totale

Devianza tra i gruppi (o *between*)

$$SS_B = \sum_i \sum_j (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2$$

Si calcola sostituendo ad ogni punteggio la media del gruppo cui appartiene (come se tutti i soggetti sottoposti allo stesso trattamento avessero ottenuto esattamente lo stesso punteggio).

Scomposizione della devianza totale

Devianza entro i gruppi (o *within*)

$$SS_W = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2$$

Somma dei quadrati degli scarti al quadrato tra i punteggi di ogni soggetto e la media del gruppo cui il soggetto appartiene.

E' possibile dimostrare che la scomposizione vista per gli scarti dalla media ($y_{ij} - y_{..} = (y_{i.} - y_{..}) + (y_{ij} - \bar{y}_{i.})$) vale anche per le devianze, ovvero $SS_T = SS_B + SS_W$:

$$SS_T = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 =$$

$$SS_B = \sum_i \sum_j (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2 +$$

$$SS_W = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2$$

GRADI DI LIBERTA' E "QUADRATI MEDI"

$$SS_T = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 = n - 1 \text{ (il gdl perso è quello della media totale)}$$

$$SS_B = \sum_i \sum_j (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2 = k - 1 \text{ (il gdl perso è quello della media totale)}$$

$$SS_W = \sum_i \sum_j (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2 = n - k \text{ (1 gdl perso per ogni media di gruppo)}$$

La scomposizione che vale per le devianze vale anche per i gradi di libertà: $n-1=(k-1)+(n-k)$.

GRADI DI LIBERTA' E "QUADRATI MEDI"

Dividendo le devianze per i rispettivi gdl si ottengono le varianze ovvero i "quadrati medi" (mean squares).

Varianza totale (MS_T)=

$$\text{Devianza totale}/(n-1) = SS_T/(n-1)$$

Varianza tra i gruppi (MS_B)=

$$\text{Devianza tra i gruppi}/(k-1) = SS_B/(k-1)$$

Varianza entro i gruppi (MS_W)=

$$\text{Devianza entro i gruppi}/(n-k) = SS_W/(n-k)$$

dove: n = numero totale di soggetti

k = numero di gruppi

RAPPORTO "F"

Il rapporto tra le varianze MS_B/MS_W segue la distribuzione F (che è tabulata) quindi può essere utilizzato per esaminare ipotesi sulla significatività della differenza tra la variabilità dovuta al trattamento e quella residua.

La F testa le seguenti ipotesi statistiche:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

(Le popolazioni di provenienza dei campioni hanno medie uguali sulla V. D.)

H_1 : almeno due μ diverse – $\mu_1 \neq \mu_2$, o $\mu_1 \neq \mu_3$, ecc.

(Almeno due campioni provengono da popolazioni con medie tra loro diverse)

RAPPORTO "F"

Varianza tra i gruppi, o *between*:

è data dalle differenze tra le medie dei gruppi sottoposti a trattamenti diversi; riflette l'effetto della VI.

Varianza entro i gruppi, o *within*:

riflette le differenze tra i punteggi di soggetti appartenenti allo stesso gruppo, può essere attribuita all'errore casuale.

RAPPORTO "F"

H_0 vera:

**il trattamento non produce effetti,
le due varianze sono molto simili,
il rapporto F assume valori molto bassi
(vicini ad 1 o inferiori),
i punteggi dei soggetti nei diversi gruppi sono simili.**

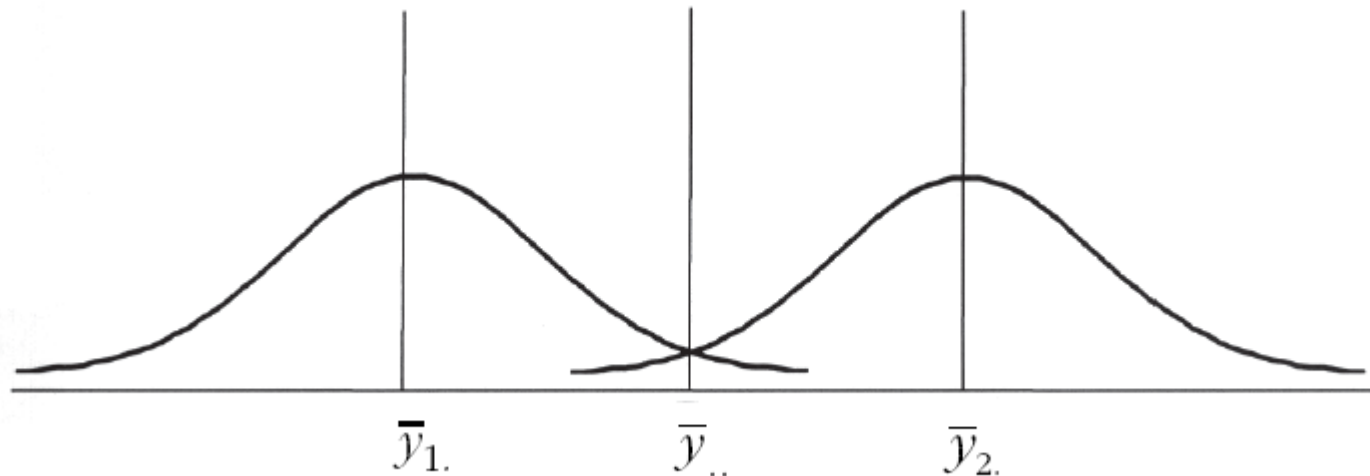
H_0 falsa:

**varianza tra i gruppi (trattamento) maggiore della
varianza entro i gruppi (errore casuale),
il rapporto F assume valori elevati,
i punteggi dei soggetti nei diversi gruppi sono diversi.**

RAPPORTO "F"

a) F significativa (Rifiuto $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$)

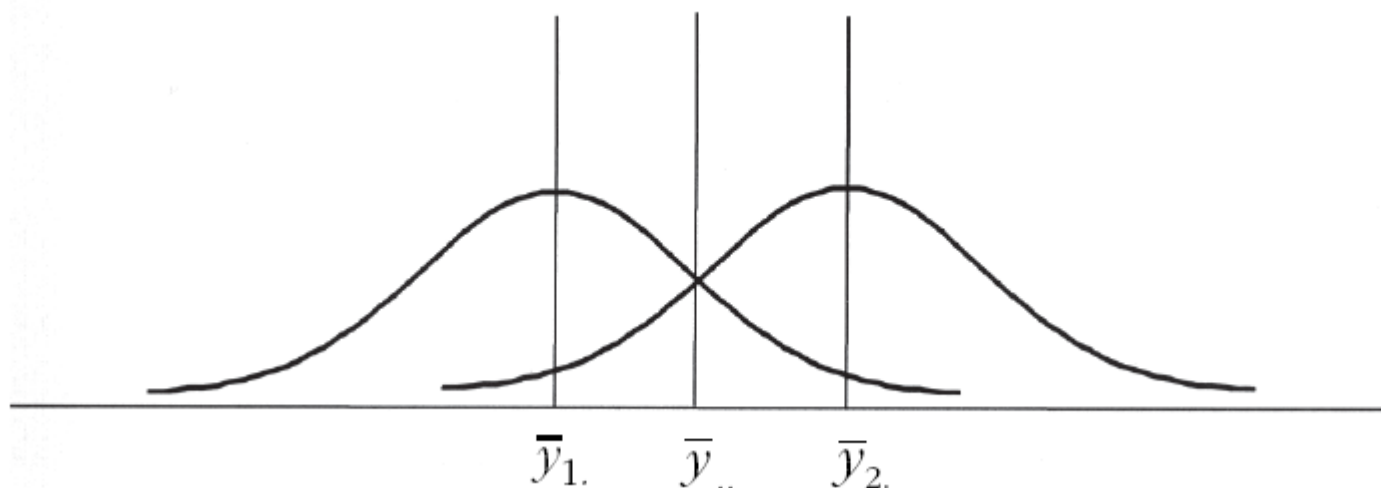
Se la varianza tra i gruppi è maggiore della varianza entro i gruppi, le medie dei gruppi saranno piuttosto distanziate.



RAPPORTO "F"

b) F non significativa (Non rifiuto $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$)

Se invece la varianza tra i gruppi non è significativamente diversa dalla varianza entro i gruppi, le medie dei gruppi saranno piuttosto ravvicinate.



ASSUNZIONI

- a) gli errori (ε_{ij}) seguono la distribuzione normale ed hanno media uguale a 0.
Non normalità: ha un effetto debole sull'errore di I tipo (leggera inflazione) soprattutto nel caso in cui le celle non sono bilanciate (numero di soggetti diversi nelle differenti condizioni).
- b) la varianza degli errori (σ_ε) è uguale in ogni gruppo (OMOSCHEDASTICITA').
Eteroschedasticità: La F è "robusta" anche rispetto a questa assunzione. Gli effetti più gravi si hanno nei disegni non bilanciati. L'omoschedasticità viene valutata con il test di Levene.

ASSUNZIONI

c) gli errori (ε_{ij}) sono indipendenti (il punteggio di un soggetto non è correlato con quello di altri soggetti).

Non Indipendenza delle osservazioni: può avere effetti notevoli sul livello di significatività (aumento incontrollato del livello reale di α) e sulla potenza del test. L'indipendenza viene valutata con il coefficiente di correlazione intraclassa (vedi pp. 195-197).

ASSUNZIONI

d) gli effetti hanno una natura additiva: la variabile sperimentale "aggiunge" qualcosa alla condizione-base e lo fa in maniera "identica" per tutti i soggetti.

Non additività degli effetti: aumenta debolmente l'errore sperimentale e diminuisce la potenza del test. E' un fattore di cui non ci si deve molto preoccupare.

EFFECT SIZE

La F è fortemente dipendente dalla numerosità dei gruppi considerati.

Non basta allora dimostrare che la F è statisticamente significativa per rilevare la presenza di un effetto. Bisogna dimostrare che l'effetto è importante anche da un punto di vista pratico.

Coefficienti che quantificano l'associazione tra variabile dipendente e variabile indipendente: possono essere interpretati come proporzione della varianza della variabile dipendente spiegata dalla variabile indipendente.

EFFECT SIZE

$$\eta^2 = SS_B / SS_T \text{ eta quadro}$$

$$\omega^2 = [SS_B - (k-1) * MS_W] / (SS_T + MS_W) \text{ omega quadro}$$

Effect size nell'ANOVA:

$$\omega^2, \eta^2 = .01 - .05 \rightarrow \text{Basso}$$

$$\omega^2, \eta^2 = .06 - .13 \rightarrow \text{Moderato}$$

$$\omega^2, \eta^2 = .14 \rightarrow \text{Elevato}$$

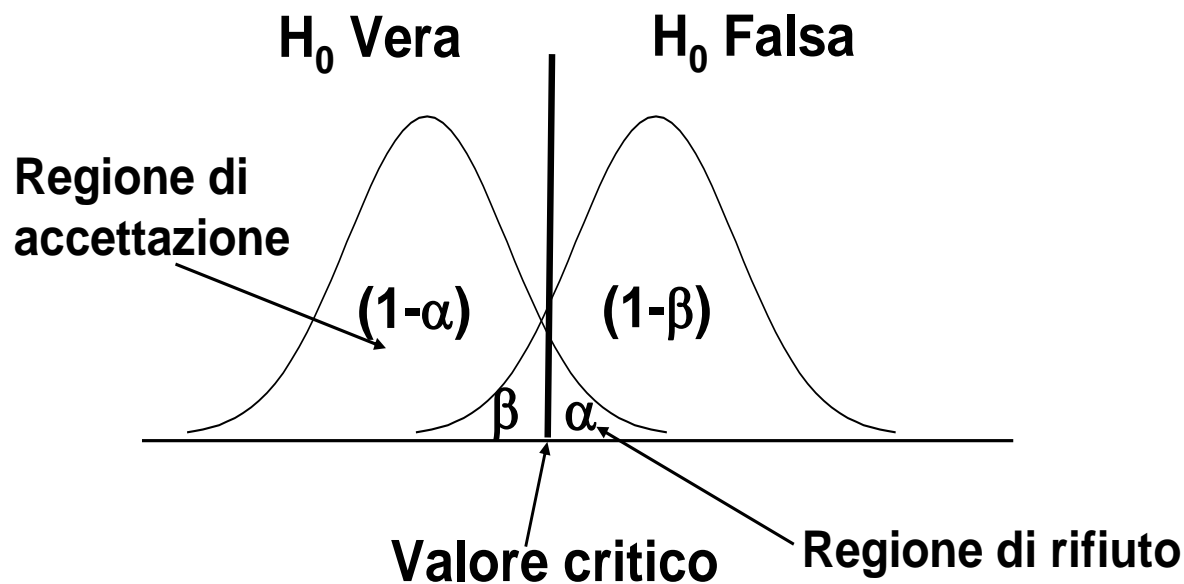
POTENZA DELLA VERIFICA

Probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla quando essa è falsa. Probabilità di rilevare un effetto quando esso è presente.

Errore del II tipo: non rifiutare l'ipotesi nulla quando essa è falsa. La probabilità di commetterlo è indicata con il simbolo β . La potenza si indica con $1-\beta$.

Errore di I tipo (la cui probabilità è α), ed errore di II tipo sono inversamente proporzionali.

POTENZA DELLA VERIFICA



	H_0 VERA	H_0 FALSA
NON RIFIUTO H_0	Decisione Corretta ($p = 1-\alpha$)	Errore di II Tipo ($p = \beta$)
RIFIUTO H_0	Errore di I Tipo ($p = \alpha$)	Decisione Corretta ($p = 1-\beta$) Potenza della verifica

POTENZA DELLA VERIFICA

**Esempio: differenze tra 2 gruppi,
entrambi di 15 soggetti.**

α	β	$1-\beta$
.10	.37	.63
.05	.52	.48
.01	.78	.22

Se α diminuisce da .10 a .05, β aumenta da .37 a .52, e la potenza ($1-\beta$) diminuisce da .63 a .48

POTENZA DELLA VERIFICA

La potenza della verifica dipende da tre fattori:

- **livello di α**
- **ampiezza del campione**
- **effect size: quanto i gruppi differiscono effettivamente nella popolazione.**

Esempio: cambiamento nella potenza in funzione di n, considerando un effect size pari a .5.

<u>n per gruppo</u>	<u>1-β</u>
10	.18
20	.33
50	.70
100	.94

COME AUMENTARE LA POTENZA DELLA VERIFICA

* Aumentare l'effect size

- **Ridurre la variabilità entro i gruppi:**
 - # **gruppi più omogenei**
 - # **disegni fattoriali invece che a una via**
 - # **analisi della covarianza**
 - # **disegni within subjects**
- **Essere sicuri che ci sia un legame forte tra variabile indipendente e variabile dipendente (validità interna dell'esperimento)**

* Aumentare il numero di soggetti

* Aumentare α /Usare test a una coda [soluzione poco efficiente]

STIME DELLA POTENZA POST-HOC:

Consentono di calcolare il livello ($1-\beta$) dopo aver effettuato l'analisi. Permettono di **interpretare meglio i risultati** (soprattutto in presenza di F non significativa, ed effect size moderato/elevato).

STIME DELLA POTENZA A PRIORI:

Consentono di stabilire (una volta identificato l'effect size che si attende nell'esperimento) quale sarà la potenza della verifica per un dato numero di gruppi (k) e di numerosità di soggetti per gruppo (nk).

STIME DELLA POTENZA A PRIORI:

Consentono anche di stabilire **quanti soggetti** sono necessari per ogni gruppo per ottenere un determinato livello ($1-\beta$) dato un certo valore dell'effect size.

Le stime della potenza della verifica vengono effettuate utilizzando delle apposite **tabelle** sviluppate da Cohen, ed opportune formule per stimare l'effect size.

Nella maggior parte delle ricerche psicologiche si considera **adeguata una potenza pari a .80** (ovvero, la probabilità di commettere errore di II tipo, cioè non rifiutare l'ipotesi nulla quando è falsa, è uguale a .20). Raggiungere livelli di potenza più elevati richiede spesso troppi soggetti.

Esempio di disegno univariato ad 1 fattore

Si vuole verificare l'efficacia di programmi di formazione che prevedono:

- a) l'assegnazione di obiettivi (condizione A);**
- b) l'assegnazione di obiettivi e un feedback sui risultati (condizione B);**
- c) una condizione di controllo in cui non si danno né obiettivi né feedback (condizione C).**

Tre gruppi di soggetti vengono sottoposti ognuno ad una condizione diversa ottenendo i seguenti risultati (Y = numero di problemi risolti):

Tre gruppi di soggetti vengono sottoposti ognuno ad una condizione diversa ottenendo i seguenti risultati (Y = numero di problemi risolti):

Obiettivi (Y_1):	10	7	4	5	8	n = 5
Obiettivi + Feedback (Y_2):	9	10	5	4	7	n = 5
Controllo (Y_3):	3	2	2	3	1	n = 5

Disegno:

**Analisi della varianza univariata (una sola V.D.)
ad un fattore (una sola V.I.)
tra i soggetti (un diverso gruppo di sogg. per ogni
livello della V.I.)**

Formulazione delle ipotesi statistiche:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

(le 3 medie sono relative a campioni che provengono dalla stessa popolazione)

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2, \text{ o } \mu_1 \neq \mu_3, \text{ o } \mu_2 \neq \mu_3$$

ovvero, almeno due μ diverse

(almeno due medie sono relative a campioni che provengono da popolazioni diverse)

ANOVA IN SPSS

The screenshot shows the SPSS interface with the 'Analizza' menu open. The 'Modello lineare generale' option is highlighted, and its sub-menu is displayed, showing 'Univariata...' as the selected option. The background shows a data editor with three columns: 'Nome', 'Tipo', and 'Larghe'.

	Nome	Tipo	Larghe
1	case	Numerico	8
2	condizio	Numerico	8
3	risolti	Numerico	8
4			
5			
6			
7			
8			
9			
10			
11			
12			
13			
14			
15			
16			
17			
18			
19			
20			
21			
22			
23			
24			

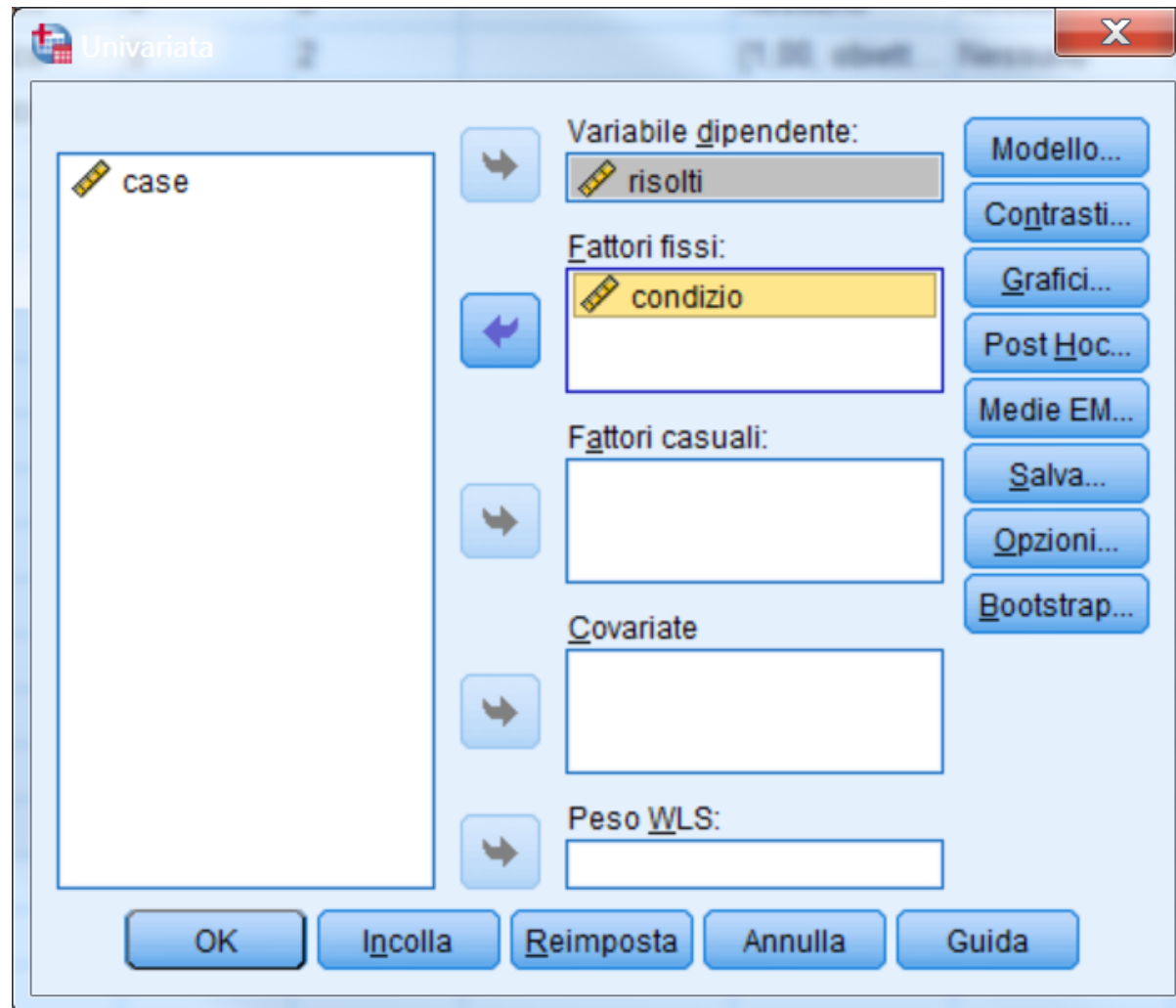
Analizza

- Report
- Statistiche descrittive
- Statistiche bayesiane
- Table
- Confronta medie
- Modello lineare generale**
- Modelli lineari generalizzati
- Modelli migti
- Correlazione
- Regressione
- Loglineare
- Reti neurali
- Classifica
- Riduzione delle dimensioni...
- Scala
- Test non parametrici
- Previsioni
- Soprawivenza
- Risposta multipla
- Analisi valori mancanti...
- Assegnazione multipla
- Campioni complexi
- Simulazione...
- Controllo qualità
- Curva ROC...
- Modellazione spaziale e temporale

Modello lineare generale

- Univariata...
- Multivariata...
- Misure ripetute...
- Componenti della varianza...

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS



ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS

Univariata: Grafici di profilo

Fattori:
condizio

Asse orizzontale:

Linee separate:

Grafici separati:

Grafici: Aggiungi Modifica Rimuovi
condizio

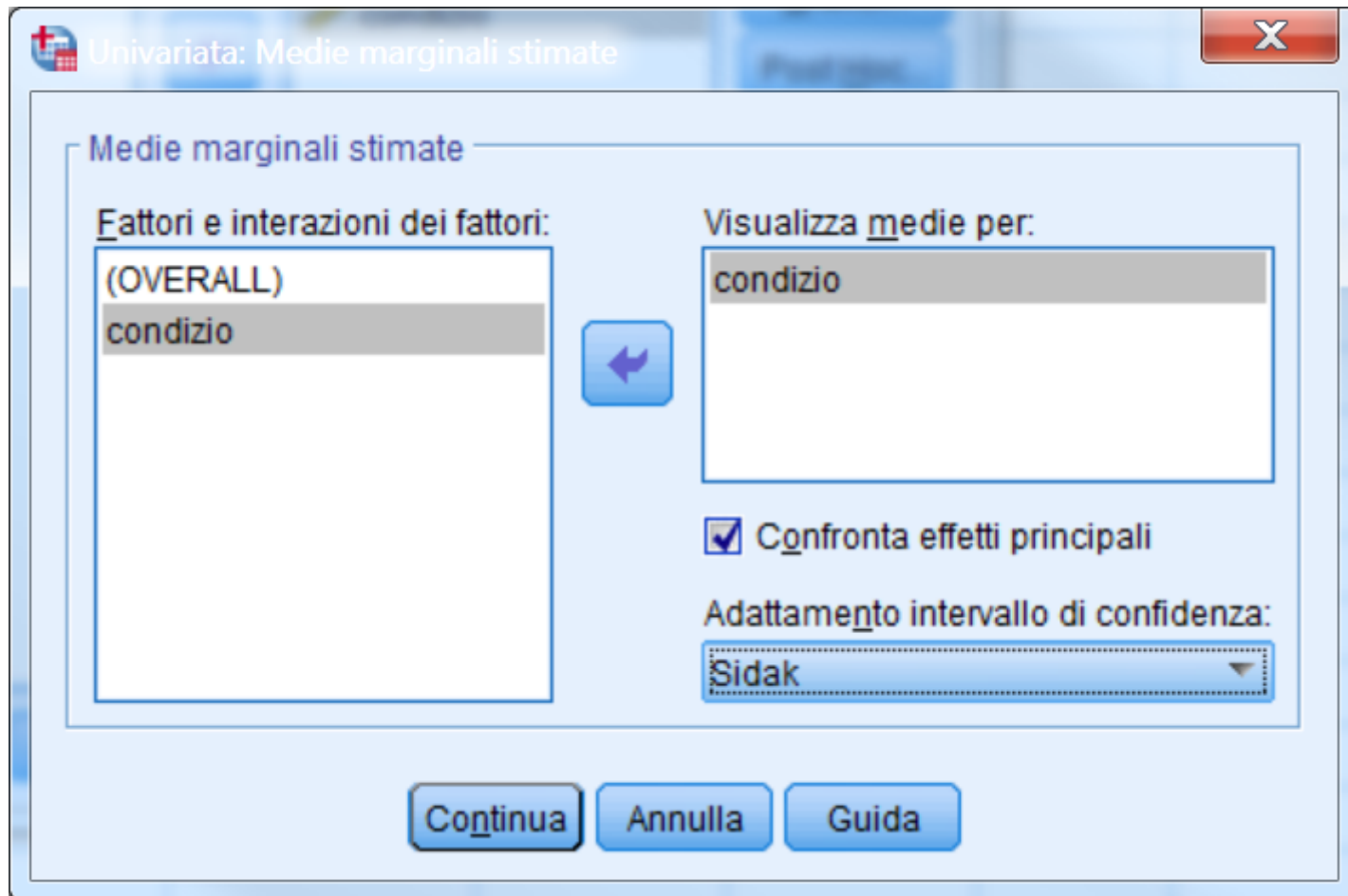
Tipo di grafico:
 Grafico a linee
 Grafico a barre

Barre degli errori:
 Includi barre degli errori
 Intervallo di confidenza (95,0%)
 Errore standard Moltiplicatore: 2

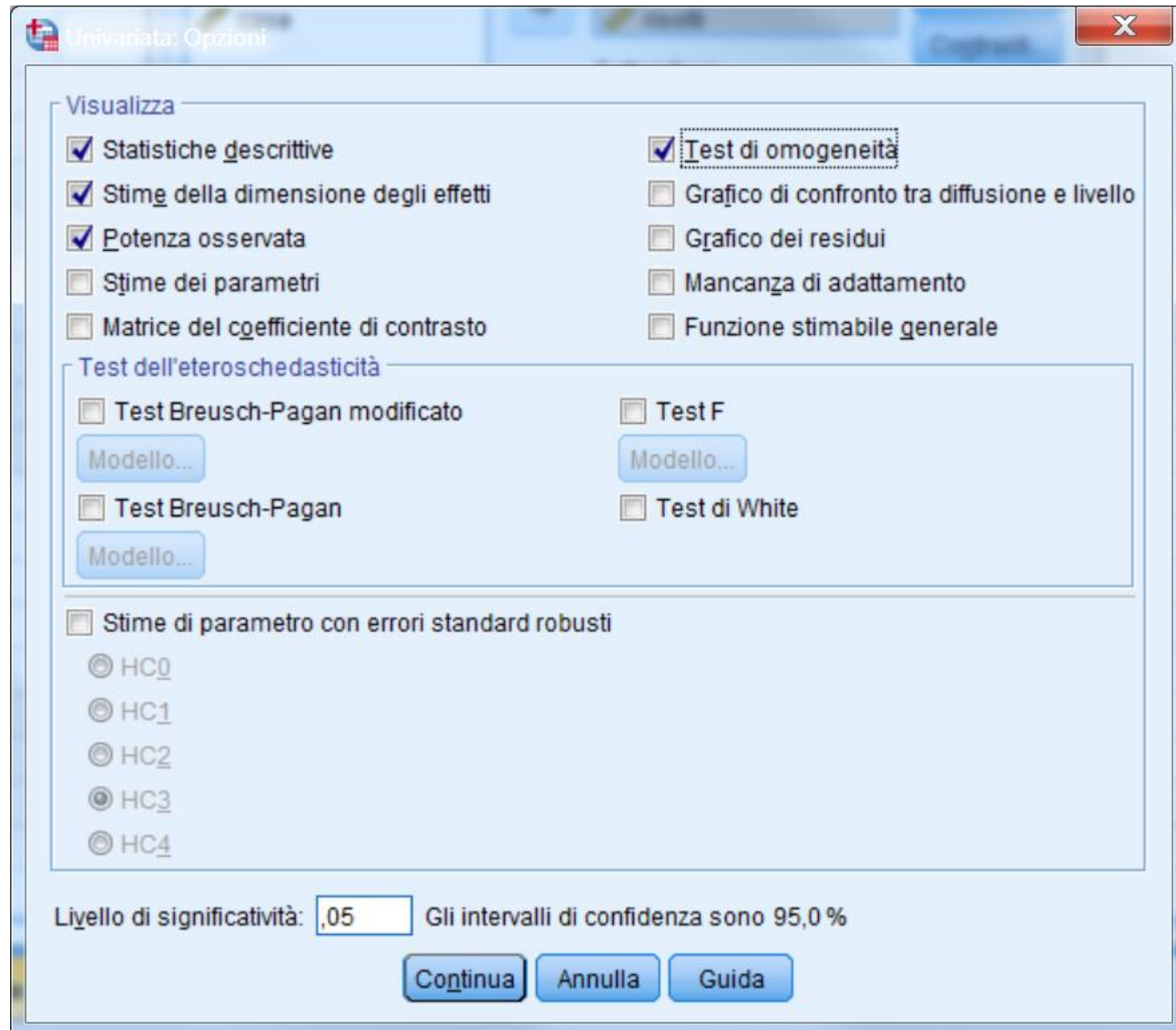
Includi riga di riferimento per la media principale
 Asse Y inizia a 0

Continua Annulla Guida

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS



ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS



ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS

Fattori tra soggetti

		Etichetta di valore	N
condizio	1,00	obiettivi	5
	2,00	obiettivi + feedback	5
	3,00	controllo	5

Statistiche descrittive

Variabile dipendente:risolti

condizio	Media	Deviazione standard Variabile	N
1,00 obiettivi	6,8000	2,38747	5
2,00 obiettivi + feedback	7,0000	2,54951	5
3,00 controllo	2,2000	,83666	5
Totale	5,3333	2,99205	15

Test di Levene di uguaglianza delle varianze dell'errore^a

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS

Test di Levene di eguaglianza delle varianze dell'errore^{a,b}

		Statistica di Levene	gl1	gl2	Sign.
risolti	Basato sulla media	2,626	2	12	,113
	Basato sulla mediana	2,457	2	12	,128
	Basato sulla mediana e con il grado di libertà adattato	2,457	2	9,369	,139
	Basato sulla media ritagliata	2,637	2	12	,112

Verifica l'ipotesi nulla che la varianza dell'errore della variabile dipendente sia uguale tra i gruppi.

- a. Variabile dipendente: risolti
- b. Disegno: Intercetta + condizio

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS

Test degli effetti fra soggetti

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Somma dei quadrati Tipo III	df	Media dei quadrati	F	Sig.	Eta quadrato parziale
Modello corretto	73,733 ^a	2	36,867	8,574	,005	,588
Intercetta	426,667	1	426,667	99,225	,000	,892
condizio	73,733	2	36,867	8,574	,005	,588
Errore	51,600	12	4,300			
Totale	552,000	15				
Totale corretto	125,333	14				

Test degli effetti fra soggetti

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Non centralità Parametro	Potenza ^b osservata ^b
Modello corretto	17,147	,911
Intercetta	99,225	1,000
condizio	17,147	,911

a. R quadrato = ,588 (R quadrato corretto = ,520)

b. Calcolato usando alfa = ,05

F (8.57) significativo al 1%: bisogna rifiutare l'ipotesi nulla.

ANOVA IN SPSS

Confronti a coppie

Variabile dipendente:risolti

(I) condizio	(J) condizio	Differenza media (I-J)	Deviazione standard Errore	Sig. ^a
1,00 obiettivi	2,00 obiettivi + feedback	-,200	1,311	,998
	3,00 controllo	4,600*	1,311	,013
2,00 obiettivi + feedback	1,00 obiettivi	,200	1,311	,998
	3,00 controllo	4,800*	1,311	,010
3,00 controllo	1,00 obiettivi	-4,600*	1,311	,013
	2,00 obiettivi + feedback	-4,800*	1,311	,010

Confronti a coppie

Variabile dipendente:risolti

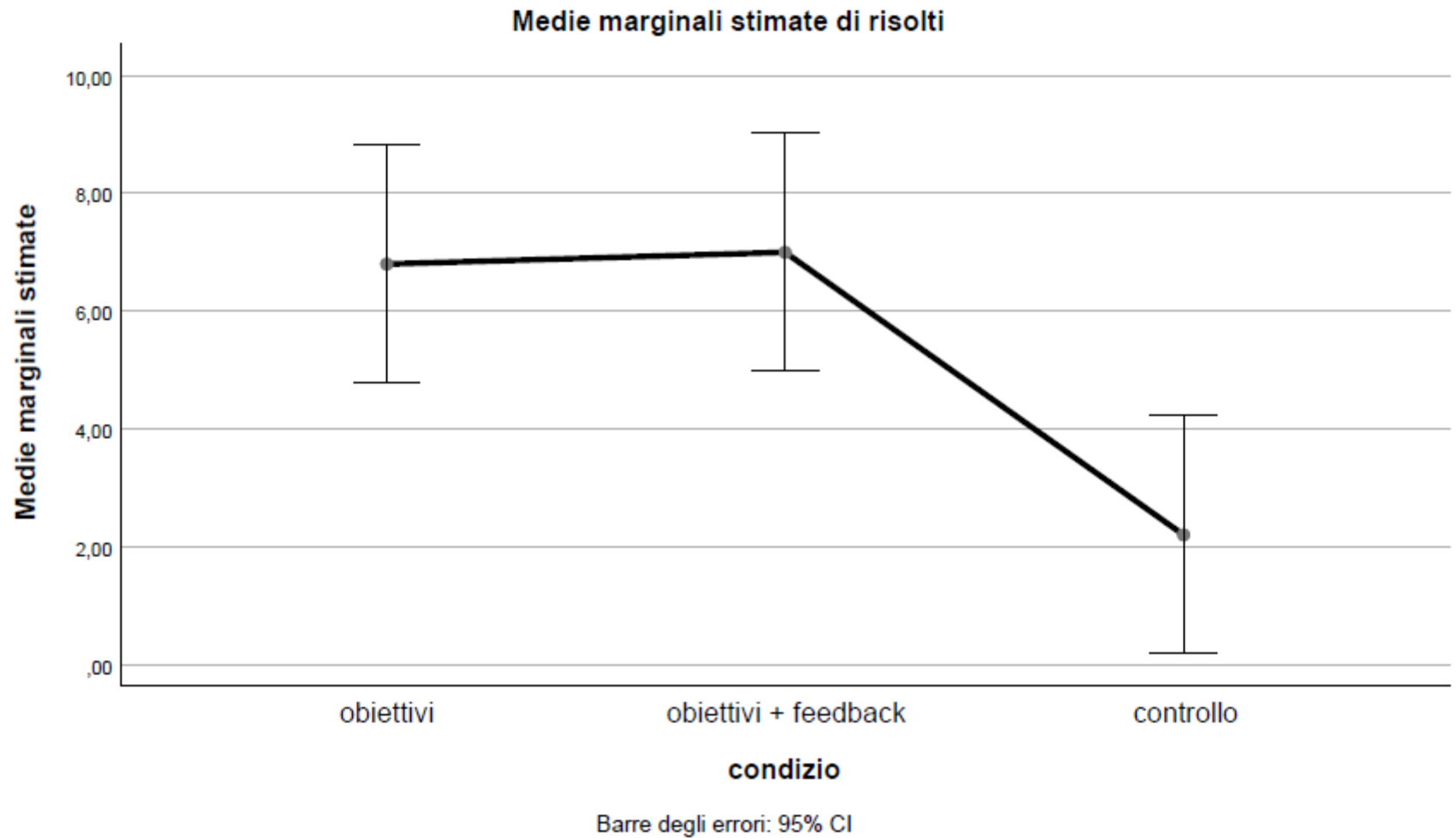
(I) condizio	(J) condizio	Intervallo di confidenza per la differenza al 95% ^a	
		Limite inferiore	Limite superiore
1,00 obiettivi	2,00 obiettivi + feedback	-3,833	3,433
	3,00 controllo	,967	8,233
2,00 obiettivi + feedback	1,00 obiettivi	-3,433	3,833
	3,00 controllo	1,167	8,433
3,00 controllo	1,00 obiettivi	-8,233	-,967
	2,00 obiettivi + feedback	-8,433	-1,167

Basato sulle medie marginali stimate

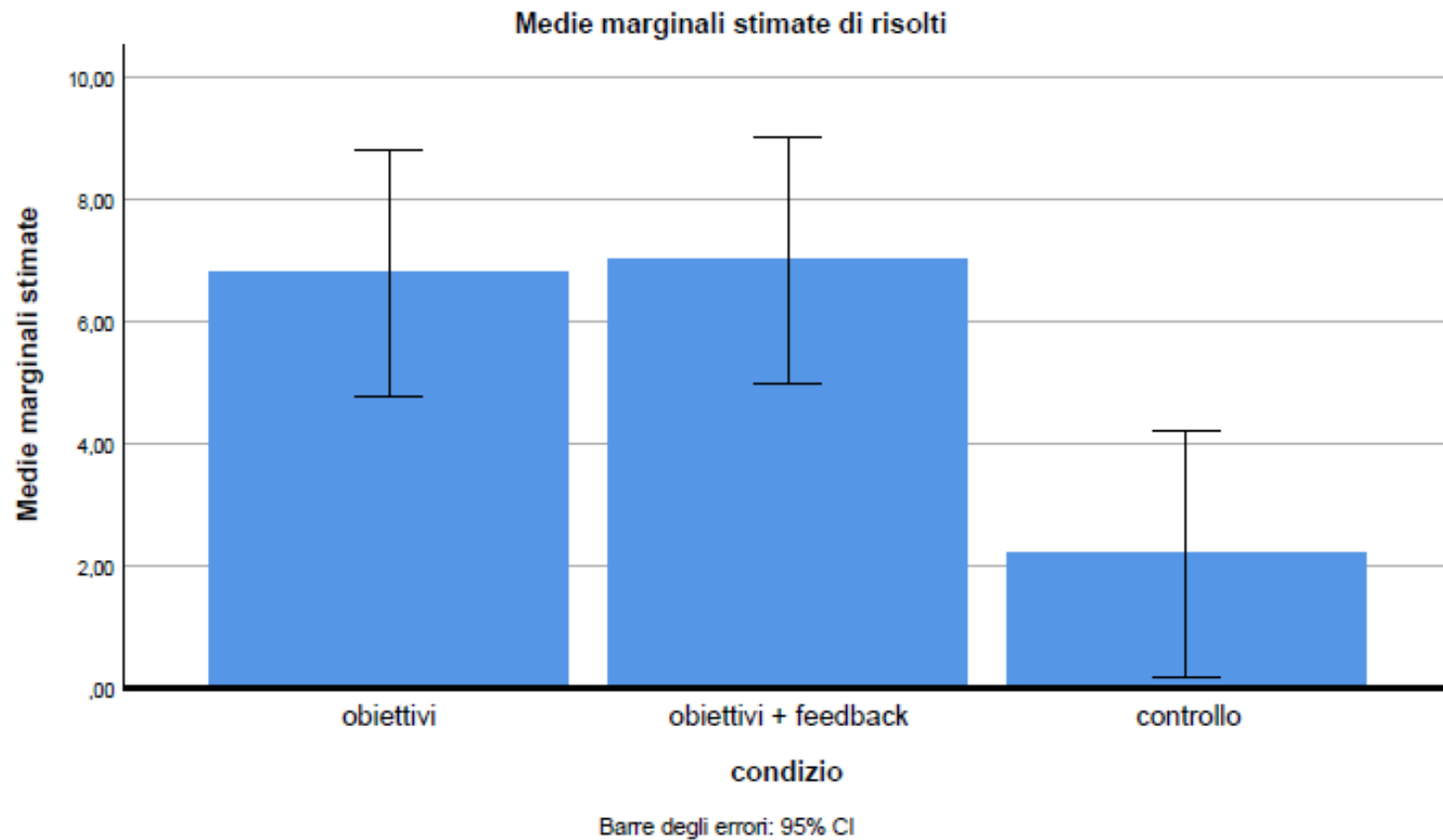
a. Correzione per confronti multipli: Sidak.

*. La differenza media è significativa al livello ,05.

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS



ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS



Confronti tra le medie dei gruppi

F significativo: esiste una differenza significativa tra almeno due delle medie dei gruppi messi a confronto, ma non sappiamo tra quali.

Confronto tra le medie dei gruppi con un test statistico adeguato per individuare la fonte della significatività:

a) i confronti post hoc;

b) i confronti pianificati.

a) I confronti post hoc

Ogni media in genere viene confrontata con tutte le altre. Il ricercatore non stabilisce in anticipo i confronti rilevanti ai fini della sua ipotesi.

Svantaggio: all'aumentare del numero di gruppi aumenta il numero di confronti e aumenta la probabilità di commettere l'errore di primo tipo (livello α), cioè rifiutare l'ipotesi nulla quando è vera.

Esempio. 3 possibili confronti di medie: la condizione A con la B, la A con la C e la B con la C.

a) I confronti post hoc – inflazione del livello α

Si esamina l'ipotesi che **o** il primo, **o** il secondo, **o** il terzo confronto risultino significativi.

Livello $\alpha = 0.05$ per ognuno dei 3 confronti:

La probabilità che almeno uno dei tre confronti risulti significativa è uguale a $.05 + .05 + .05 = .15$.

Livello reale di α per i 3 confronti: $3 * .05 = .15$.

Con k confronti il livello di probabilità che almeno uno di essi risulti significativo non è α ma $k\alpha$.

Soluzione: scegliere un valore α minore di $.05$ (es., $.05/3 = .017$, e in genere $.05/k$).

ANOVA IN SPSS

Univariata: Confronti multipli post hoc per medie osservate

Fattori
condizio

Test post hoc per:
condizio

Varianze uguali presunte

<input type="checkbox"/> LSD	<input type="checkbox"/> S-N-K	<input type="checkbox"/> Waller-Duncan
<input type="checkbox"/> Bonferroni	<input type="checkbox"/> Tukey	Rapporto dell'errore tipo I/tipo II: 100
<input checked="" type="checkbox"/> Sidak	<input checked="" type="checkbox"/> Tukey's-b	<input type="checkbox"/> Dunnett
<input type="checkbox"/> Scheffe	<input type="checkbox"/> Duncan	Categoria di controllo: Ultima
<input type="checkbox"/> R-E-G-W-F	<input type="checkbox"/> GT2 di Hochberg	Test
<input type="checkbox"/> R-E-G-W-Q	<input type="checkbox"/> Gabriel	<input checked="" type="radio"/> bilaterale <input type="radio"/> < Controllo <input type="radio"/> > Controllo

Varianze uguali non presunte

<input type="checkbox"/> T2 di Tamhane	<input type="checkbox"/> T3 di Dunnett	<input type="checkbox"/> Games-Howell	<input type="checkbox"/> C di Dunnett
--	--	---------------------------------------	---------------------------------------

Continua Annulla Guida

ANOVA IN SPSS

Sottoinsiemi omogenei

risolti

B di Tukey^{a,b}

condizio	N	Sottoinsieme	
		1	2
controllo	5	2,2000	
obiettivi	5		6,8000
obiettivi + feedback	5		7,0000

Vengono visualizzate le medie per i gruppi nei sottoinsiemi omogenei.

Si basa sulle medie osservate.

Il termine di errore è media quadratica(errore) = 4,300.

a. Utilizza dimensione del campione della media armonica = 5,000.

b. Alfa = 0,05.

b) I confronti pianificati.

Effettuare solo i confronti che appaiono più rilevanti ai fini dell'ipotesi di ricerca. Il ricercatore pianifica in anticipo quali medie (gruppi) verranno confrontate.

I confronti pianificati consentono di esaminare la differenza **tra 2 medie.**

Si possono confrontare 2 medie di 2 **singoli gruppi, oppure "combinare" insieme le medie di più gruppi e confrontare la media "**aggregata**" così ottenuta con la media di un gruppo singolo, o con un'altra media "aggregata", ottenuta da più gruppi.**

Il confronto comunque sarà sempre tra 2 medie.

b) I confronti pianificati sull'esempio empirico

La presenza di una consegna ben precisa (obiettivo, oppure obiettivo + feedback) rispetto all'assenza di tale consegna si accompagna a maggiore facilità nella soluzione dei problemi.

E' sufficiente un set di **due confronti tra le medie (invece dei tre confronti visti per i post hoc):**

nel primo si contrasta il gruppo di controllo con i gruppi "obiettivi" e "obiettivi+feedback" combinati insieme (come se fossero un unico gruppo);

nel secondo si contrastano tra loro i due gruppi "obiettivi" e "obiettivi+feedback".

b) I confronti pianificati.

Per effettuare i confronti (con il computer o manualmente) si deve attribuire ad ogni media un coefficiente, con segno positivo o negativo.

Le medie con segno diverso vengono contrastate tra loro, quelle con segno uguale vengono combinate, quelle con coefficiente 0 non vengono considerate nel confronto.

La somma dei coefficienti deve dare 0. Se anche la somma dei prodotti tra i coefficienti di un set di confronti è uguale a 0, si dice che i confronti sono tra loro ortogonali, cioè indipendenti.

Coefficienti per i dati dell'esempio:

	Obiettivi	Ob. + Feed.	Controllo	Somme
1° confronto	-1	-1	2	0
2° confronto	1	-1	0	0
Prodotti	-1	1	0	0

Sono definiti bene
(le somme sono uguali a zero per ogni riga).

Sono ortogonali
(le somme dei prodotti sono uguali a zero).

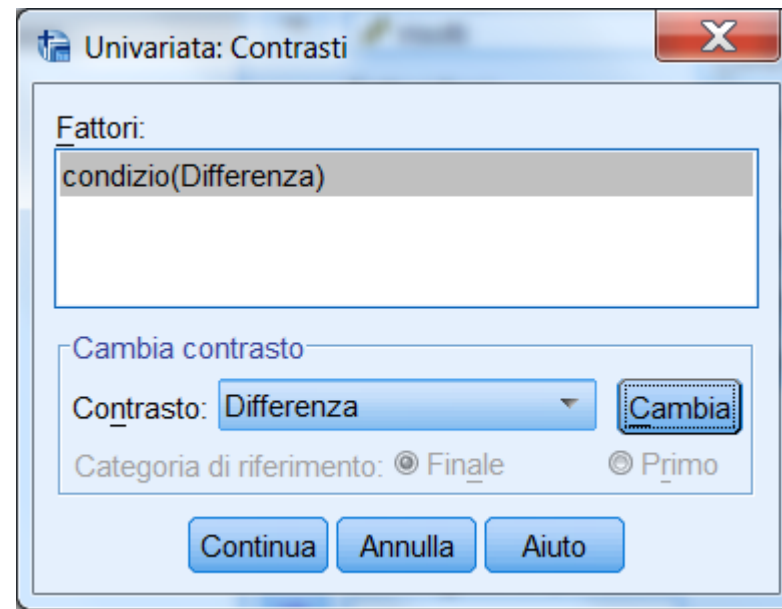
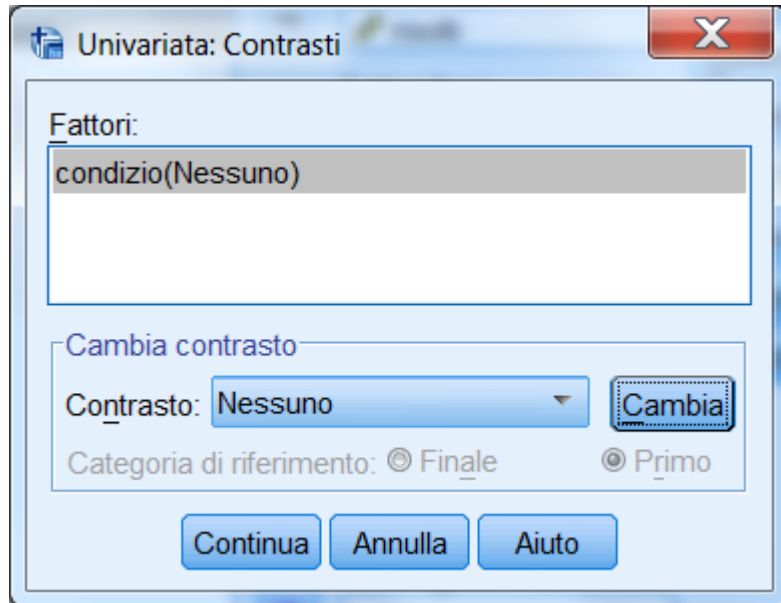
Set di confronti non ortogonali:

	Obiettivi	Ob. + Feed.	Controllo	Somme
1° confronto	1	-1	0	0
2° confronto	0	1	-1	0
3° confronto	1	0	-1	0

I confronti sono tutti corretti (Somme = 0), ma non sono ortogonali. Per verificare l'ortogonalità bisogna confrontare ciascuna coppia di confronti. Per ognuna di esse la somma dei prodotti dei coefficienti deve essere uguale a zero.

	Prodotti	Somme
1° vs. 2°	0 (=1*0) -1 (= -1*1) 0 (=0*-1)	-1
1° vs. 3°	1 (=1*1) 0 (= -1*0) 0 (=0*-1)	1
2° vs. 3°	0 (=0*1) 0 (= 1*0) 1 (= -1*-1)	1

ANOVA IN SPSS



ANOVA IN SPSS

Risultati del contrasto (matrice K)

Contrasto differenza condizio		Variabile ... risolti	
Livello 2 vs livello 1	Stima contrasto	,200	
	Valore ipotizzato	0	
	Differenza (Stima-Ipotesi)	,200	
	Deviazione standard Errore	1,311	
	Sig.	,881	
	Intervallo di confidenza per la differenza al 95%	Limite inferiore	-2,657
		Limite superiore	3,057
Livello 3 contro precedente	Stima contrasto	-4,700	
	Valore ipotizzato	0	
	Differenza (Stima-Ipotesi)	-4,700	
	Deviazione standard Errore	1,136	
	Sig.	,001	
	Intervallo di confidenza per la differenza al 95%	Limite inferiore	-7,175
		Limite superiore	-2,225

Contrasto 1: Obiettivi vs. Obiettivi&Feedback

Contrasto 2: Obiettivi+ Obiettivi&Feedback vs. Controllo

ANOVA A UNA VIA "BETWEEN" IN SPSS

Per richiedere i confronti pianificati bisogna ricorrere alla programmazione Syntax aggiungendo le seguenti linee dopo `/INTERCEPT = INCLUDE`:
`/lmatrix condizio 1 1 -2 /lmatrix condizio 1 -1 0` oppure
`/CONTRAST (condizio)=special (1 1 -2) /CONTRAST (condizio)=special (1 -1 0)`

DATASET ACTIVATE InsiemeDati1.

UNIANOVA risolti BY condizio

/CONTRAST(condizio)=Difference

/METHOD=SSTYPE(3)

/INTERCEPT=INCLUDE

/LMATRIX CONDIZIO 1 1 -2/LMATRIX CONDIZIO 1 -1 0

/PLOT=PROFILE(condizio)

/EMMEANS=TABLES(condizio) COMPARE ADJ(SIDAK)

/PRINT=OPOWER ETASQ HOMOGENEITY DESCRIPTIVE

/CRITERIA=ALPHA(.05)

/DESIGN=condizio.

ANOVA IN SPSS

Test di ipotesi personalizzate #2

Risultati del test

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Somma dei quadrati	df	Media dei quadrati	F	Sig.	Eta quadrato parziale
Contrasto	73,633	1	73,633	17,124	,001	,588
Errore	51,600	12	4,300			

Risultati del test

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Non centralità Parametro	Potenza osservata ^a
Contrasto	17,124	,966

a. Calcolato usando alfa = ,05

Contrasto: Obiettivi+ Obiettivi&Feedback vs. Controllo

ANOVA IN SPSS

Test di ipotesi personalizzate #3

Risultati del test

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Somma dei quadrati	df	Media dei quadrati	F	Sig.	Eta quadrato parziale
Contrasto	,100	1	,100	,023	,881	,002
Errore	51,600	12	4,300			

Risultati del test

Variabile dipendente:risolti

Sorgente	Non centralità Parametro	Potenza osservata ^a
Contrasto	,023	,052

a. Calcolato usando alfa = ,05

Contrasto: Obiettivi vs. Obiettivi&Feedback

Confronto 1

Fonte	SS	df	MS	F	Sig.
Contrasto	73.63	1	73.63	17.12	.001
Errore	51.60	12	4.30		

Confronto 2

Fonte	SS	df	MS	F	Sig.
Contrasto	.10	1	.10	.023	.881
Errore	51.60	12	4.30		

Il denominatore utilizzato nella F dei due confronti è sempre quello relativo alla varianza residua del test "omnibus" (Errore = 4.30).

Significato dell'ortogonalità

I confronti ortogonali forniscono informazioni indipendenti, cioè il risultato del primo non consente di ottenere indicazioni sul possibile risultato del secondo, e viceversa.

Numero massimo di confronti ortogonali = $k - 1$.

In un set completo di $k-1$ confronti ortogonali la somma delle devianze tra i gruppi dei singoli confronti è uguale alla devianza spiegata dall'effetto "omnibus" nell'ANOVA. La devianza spiegata dall'effetto viene scomposta in un certo numero di "porzioni" tra loro indipendenti (nell'esempio: $73.63 + .10 = 73.73$).

ESERCIZIO 3:

REALIZZAZIONE DI UN'ANOVA AD UNA VIA

Effettuare un Anova ad una via.

I dati sono nel file spss esercizio.anova.sav

VARIABILE DIPENDENTE: atte

VARIABILE INDIPENDENTE: tits

L'ANALISI DELLA VARIANZA UNIVARIATA (ANOVA): DISEGNI FATTORIALI

Vengono definiti fattoriali (o a più vie) i disegni di analisi della varianza in cui vi sono due o più variabili indipendenti.

**Disegno fattoriale più semplice: Disegno "2X2",
Due fattori, ciascuno con due differenti livelli
("condizioni").**

Vantaggi dei disegni fattoriali

- 1) Aumento della potenza del test, perché viene ridotta la varianza di errore.**
- 2) Maggiore economia nel numero dei soggetti da esaminare, mantenendo la stessa potenza del test.**
- 3) Studio dell'interazione, cioè dell'effetto congiunto delle VI sulla VD.**

EFFETTI PRINCIPALI E INTERAZIONI

Effetto principale:

**effetto medio di una VI sulla VD,
indipendentemente dai valori delle altre VI.**

Interazione:

**effetto di una VI sulla VD che si verifica solo a
determinati livelli dell'altra VI;**

**effetto di una VI sulla VD che non è lo stesso
per tutti i livelli delle altre VI.**

Esempio con un disegno fattoriale 2x3

Abilità	Trattamento			$m_{i.}$
	T1	T2	T3	
Bassa	85.00	80.00	76.00	80.33
Alta	60.00	63.00	68.00	63.67
$m_{.j}$	72.50	71.50	72.00	

Medie Marginali
di Colonna

Medie Marginali di Riga

Medie delle
celle

Ipotesi per effetti principali e interazione

Effetti principali:

Trattamento: ipotesi sulle medie delle colonne.

$$H_0: \mu_{.1} = \mu_{.2} = \mu_{.3}$$

(A livello di campione: $72.5 = 71.5 = 72$)

H_1 : Almeno due medie sono differenti:

$$(\mu_{.1} \neq \mu_{.2}) \circ (\mu_{.1} \neq \mu_{.3}) \circ (\mu_{.2} \neq \mu_{.3})$$

Abilità: ipotesi sulle medie delle righe

$$H_0: \mu_{1.} = \mu_{2.}$$

(A livello di campione: $80.33 = 63.67$)

$$H_1: \mu_{1.} \neq \mu_{2.}$$

Ipotesi per effetti principali e interazione

Interazione:

Ipotesi sulle differenze delle medie nelle diverse combinazioni delle condizioni sperimentali.

$$H_0: (\mu_A - \mu_B)_{T1} = (\mu_A - \mu_B)_{T2} = (\mu_A - \mu_B)_{T3}$$

[A livello di campione:

$$(85-60) = (80-63) = (76-68), \text{ cioè, } 25 = 17 = 8 ?]$$

H_1 : Almeno una differenza tra differenze di medie è sign.

Tutte le volte che c'è un'interazione nei dati, sarebbe fuorviante interpretare gli effetti principali senza discutere le interazioni.

Disegni fattoriali "Tra i soggetti" (Between Subjects):

I soggetti vengono assegnati casualmente ad ognuna delle singole celle (incrocio di due livelli diversi dei due fattori). Ogni soggetto è esposto solamente ad una particolare combinazione delle condizioni sperimentali. Ogni cella contiene soggetti diversi.

		FEEDBACK	
OBIETTIVI		SI	NO
SI		S_1	S_6
		S_2	S_7
	
NO		S_{11}	S_{16}
		S_{12}	S_{17}
	

Modello Teorico dei Disegni fattoriali "Tra i soggetti"

In un disegno fattoriale con 2 fattori "between" F1 e F2, il punteggio y_{ijk} di un soggetto "k" contenuto nella "cella" "ij" è scomponibile nel modo seguente:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \phi_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

$\alpha_i = \mu_{i.} - \mu$: effetto principale di F1 (deviazione della media della i-esima riga dalla media generale)

$\beta_j = \mu_{.j} - \mu$: effetto principale di F2 (deviazione della media della j-esima colonna dalla media generale)

$\phi_{ij} = \mu_{ij} - \mu - (\alpha_i + \beta_j)$: effetto dell'interazione. Parte della media di una cella ij che non dipende dall'errore, e che non è spiegata né dalla media generale, né dagli effetti principali.

ε_{ijk} : termine residuale ("errore")

Modello Teorico dei Disegni fattoriali "Tra i soggetti"

Stime campionarie dei parametri del modello:

	B=1	B=2	
A=1	$\bar{y}_{11.}$	$\bar{y}_{12.}$	$\bar{y}_{1..}$
A=2	$\bar{y}_{21.}$	$\bar{y}_{22.}$	$\bar{y}_{2..}$
	$\bar{y}_{.1.}$	$\bar{y}_{.2.}$	$\bar{y}_{...}$

Modello Teorico dei Disegni fattoriali "Tra i soggetti"

Stime campionarie dei parametri del modello:

$$\hat{\mu} = \bar{y}_{...} \quad \text{media generale}$$

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...} \quad \text{effetto principale di F1}$$

$$\hat{\beta}_j = \bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...} \quad \text{effetto principale di F2}$$

$$\hat{\phi}_{ij} = \mu_{ij.} - \mu - (\alpha_i + \beta_j) =$$

$$= \bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{...} - [(\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})] =$$

$$\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...} \quad \text{interazione F1xF2}$$

$$\hat{\varepsilon}_{ijk} = (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.}) \quad \text{residuo}$$

Modello Teorico dei Disegni fattoriali "Tra i soggetti"

Stime campionarie dei parametri del modello:

$$y_{ijk} = \bar{y}_{...} + (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})$$

$$\hat{\mu} \quad \hat{\alpha}_i \quad \hat{\beta}_j \quad \hat{\phi}_{ij} \quad \hat{\varepsilon}_{ijk}$$

E quindi:

$$y_{ijk} - \bar{y}_{...} = (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...}) + (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...}) + (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})$$

In base al modello precedente è possibile definire le seguenti devianze:

$$SS_T = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - \bar{y}_{...})^2 \quad \text{dev. totale}$$

$$SS_{F1} = \sum_i \sum_j \sum_k (\bar{y}_{i..} - \bar{y}_{...})^2 \quad \text{dev. eff. princ. di F1}$$

$$SS_{F2} = \sum_i \sum_j \sum_k (\bar{y}_{.j.} - \bar{y}_{...})^2 \quad \text{dev. eff. princ. di F2}$$

$$SS_{F1 \times F2} = \sum_i \sum_j \sum_k (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y}_{...})^2 \quad \text{dev. interazione}$$

$$SS_W = \sum_i \sum_j \sum_k (y_{ijk} - \bar{y}_{ij.})^2 \quad \text{devianza residua}$$

$$SS_T = SS_B + SS_W = SS_{F1} + SS_{F2} + SS_{F1 \times F2} + SS_W$$

Gradi di libertà e test di significatività

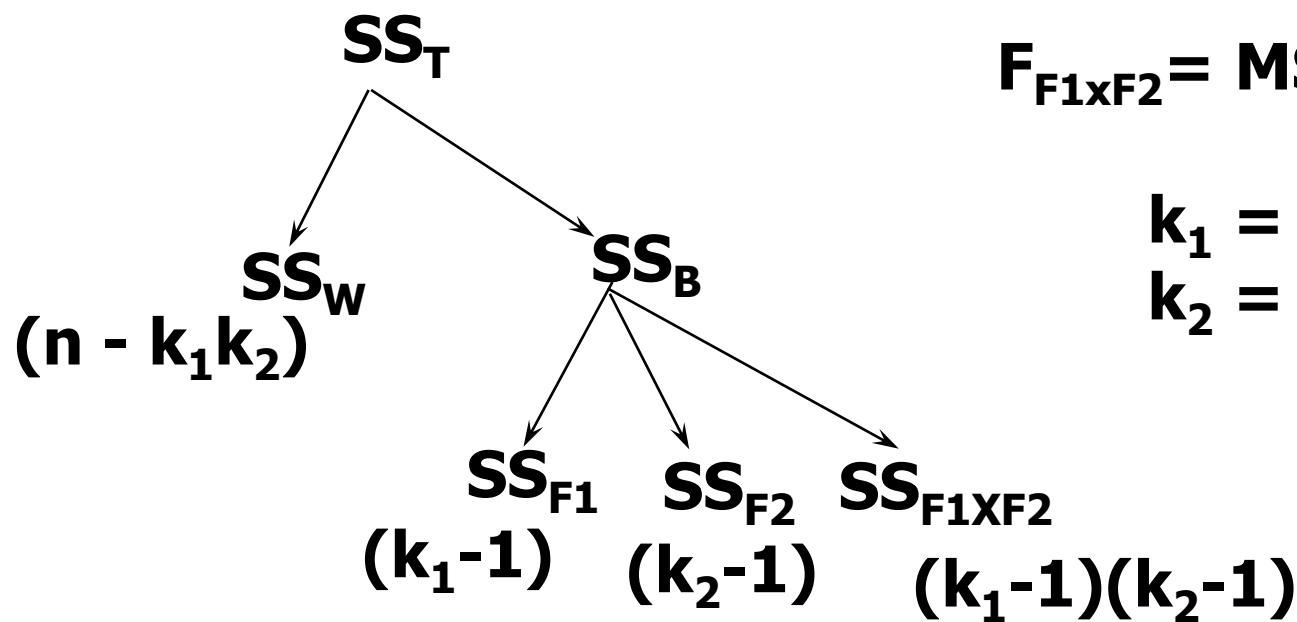
$$F_{F1} = MS_{F1} / MS_W$$

$$F_{F2} = MS_{F2} / MS_W$$

$$F_{F1 \times F2} = MS_{F1 \times F2} / MS_W$$

k_1 = livelli di F1

k_2 = livelli di F2



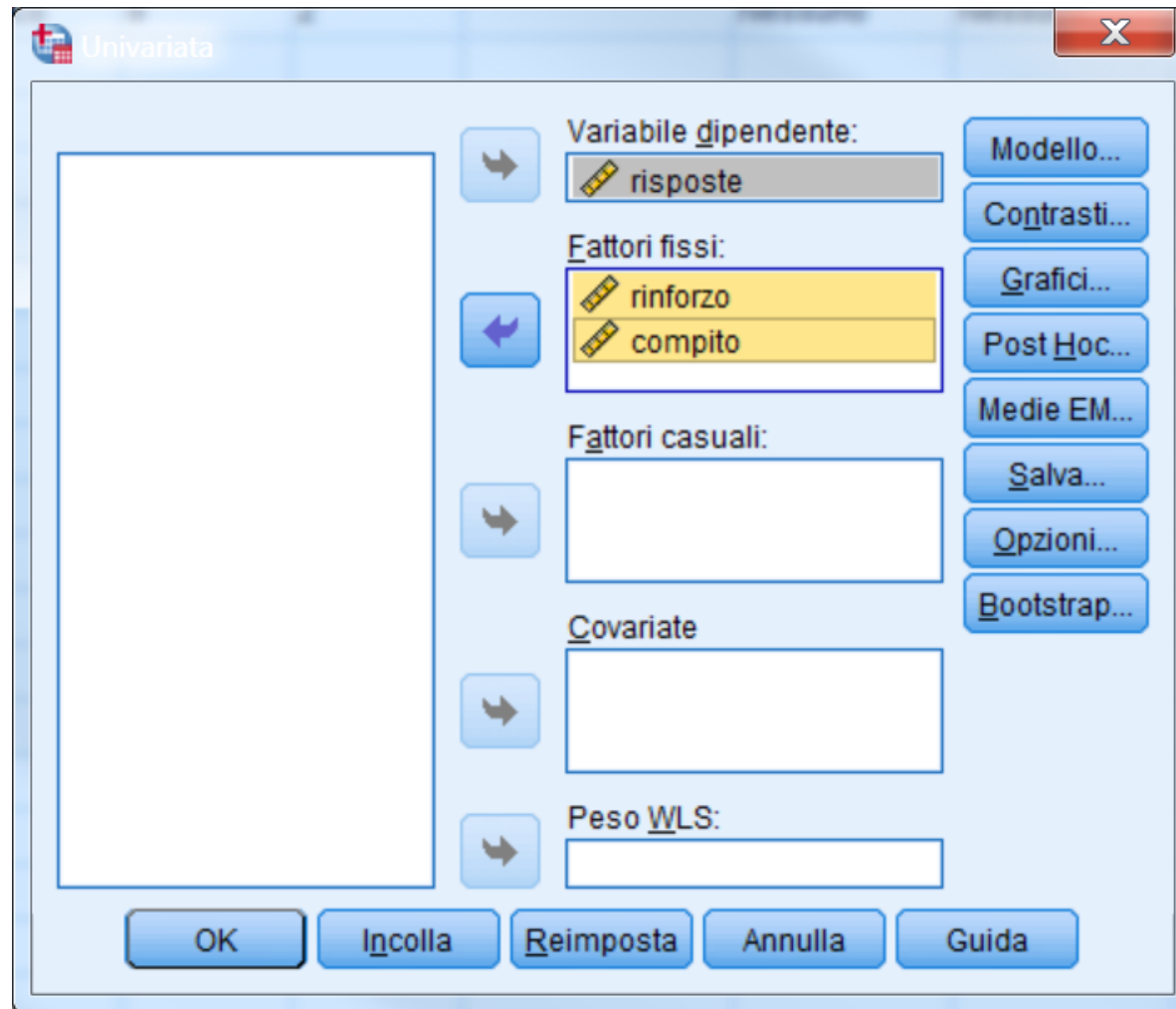
ANALISI DEI DISEGNI FATTORIALI

Esempio da Keppel et al., pp. 260 e segg.
2 fattori (o var. indipendenti): Rinforzo e Compito;
1 variabile dipendente: n. di problemi risolti.

Fattori tra soggetti

		Etichetta di valore	N
RINFORZO	1,00	LODE	10
	2,00	CRITICA	10
	3,00	SILENZIO	10
COMPITO	1,00	SEMPLICI	15
	2,00	COMPLESSI	15

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS



ANOVA.FAC.B.sav

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Univariata: Grafici di profilo

Fattori:
rinforzo
compito

Asse orizzontale:
rinforzo

Linee separate:
compito

Grafici separati:

Grafici:

Tipo di grafico:
 Grafico a linee
 Grafico a barre

Barre degli errori
 Includi barre degli errori
 Intervallo di confidenza (95,0%)
 Errore standard Moltiplicatore: 2

Includi riga di riferimento per la media principale
 Asse Y inizia a 0

Univariata: Grafici di profilo

Fattori:
rinforzo
compito

Asse orizzontale:

Linee separate:

Grafici separati:

Grafici:

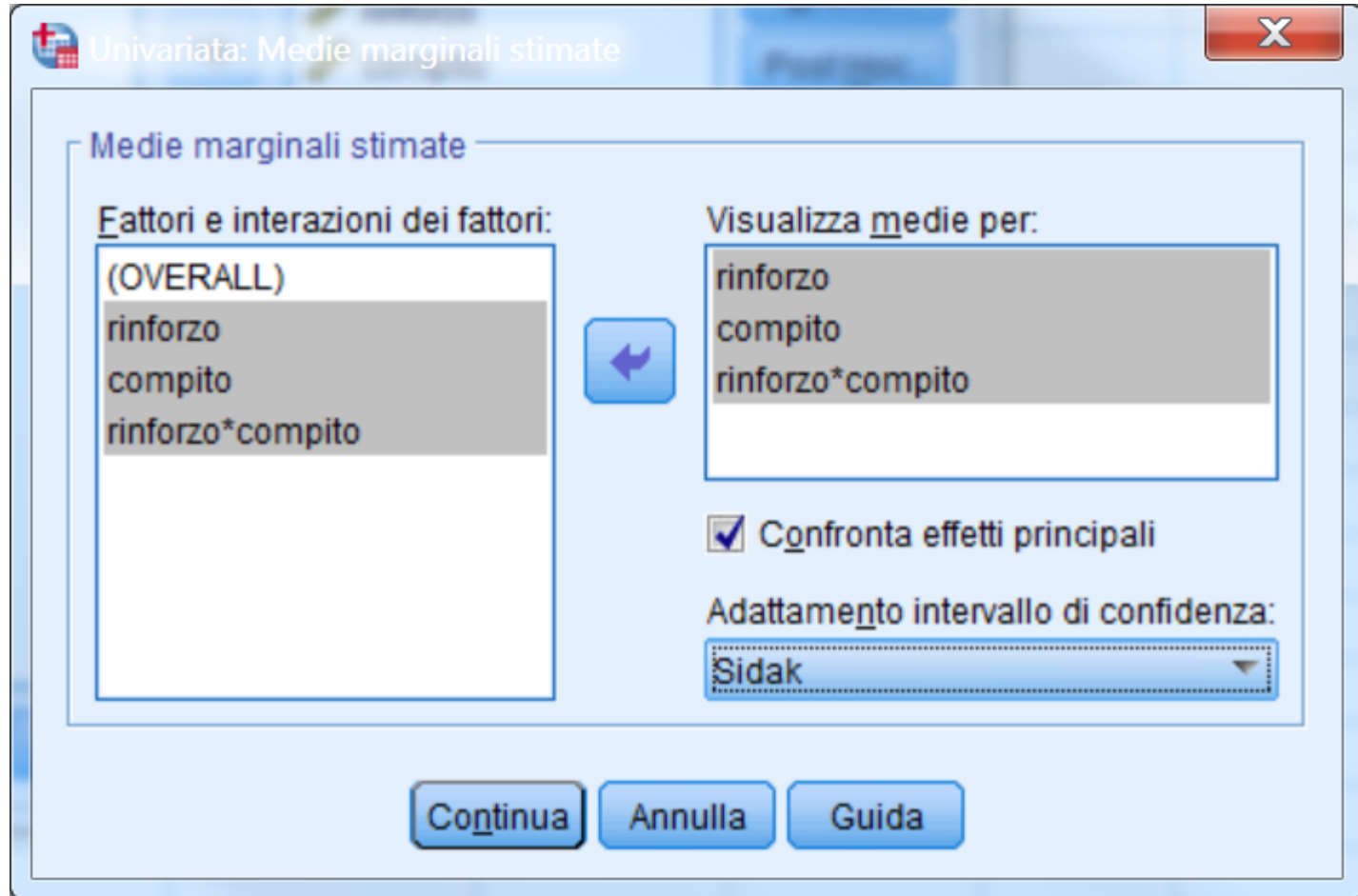
rinforzo*compito

Tipo di grafico:
 Grafico a linee
 Grafico a barre

Barre degli errori
 Includi barre degli errori
 Intervallo di confidenza (95,0%)
 Errore standard Moltiplicatore: 2

Includi riga di riferimento per la media principale
 Asse Y inizia a 0

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS



ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Univariate: Opzioni

Visualizza

- Statistiche descrittive
- Stime della dimensione degli effetti
- Potenza osservata
- Stime dei parametri
- Matrice del coefficiente di contrasto
- Test di omogeneità
- Grafico di confronto tra diffusione e livello
- Grafico dei residui
- Mancanza di adattamento
- Funzione stimabile generale

Test dell'eteroschedasticità

- Test Breusch-Pagan modificato
- Test F
- Test Breusch-Pagan
- Test di White

Stime di parametro con errori standard robusti

- HC0
- HC1
- HC2
- HC3
- HC4

Livello di significatività: .05 Gli intervalli di confidenza sono 95,0 %

Continua Annulla Guida

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Fattori tra soggetti

		Etichetta di valore	N
rinforzo	1,00	LODE	10
	2,00	CRITICA	10
	3,00	SILENZIO	10
compito	1,00	SEMPLICI	15
	2,00	COMPLESSI	15

Statistiche descrittive

Variabile dipendente:risposte

rinforzo	compito	Media	Deviazione standard Variabile	N
1,00 LODE	1,00 SEMPLICI	7,8000	1,51658	5
	2,00 COMPLESSI	7,0000	2,00000	5
	Totale	7,3000	1,70294	10
2,00 CRITICA	1,00 SEMPLICI	7,2000	2,16795	5
	2,00 COMPLESSI	2,0000	1,58114	5
	Totale	4,6000	3,27278	10
3,00 SILENZIO	1,00 SEMPLICI	4,4000	1,94936	5
	2,00 COMPLESSI	3,2000	1,92354	5
	Totale	3,8000	1,93218	10
Totale	1,00 SEMPLICI	6,4000	2,29285	15
	2,00 COMPLESSI	4,0667	2,78944	15
	Totale	5,2333	2,77530	30

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Test di Levene di eguaglianza delle varianze dell'errore^{a,b}

		Statistica di Levene	gl1	gl2	Sign.
risposte	Basato sulla media	,348	5	24	,879
	Basato sulla mediana	,123	5	24	,986
	Basato sulla mediana e con il grado di libertà adattato	,123	5	20,800	,986
	Basato sulla media ritagliata	,328	5	24	,891

Verifica l'ipotesi nulla che la varianza dell'errore della variabile dipendente sia uguale tra i gruppi.

- a. Variabile dipendente: risposte
- b. Disegno: Intercetta + rinforzo + compito + rinforzo * compito

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Test degli effetti fra soggetti

Variabile dipendente:risposte

Sorgente	Somma dei quadrati Tipo III	df	Media dei quadrati	F	Sig.
Modello corretto	139,367 ^a	5	27,873	7,964	,000
Intercetta	821,633	1	821,633	234,752	,000
rinforzo	67,267	2	33,633	9,610	,001
compito	40,833	1	40,833	11,667	,002
rinforzo * compito	31,267	2	15,633	4,467	,022
Errore	84,000	24	3,500		
Totale	1045,000	30			
Totale corretto	223,367	29			

Test degli effetti fra soggetti

Variabile dipendente:risposte

Sorgente	Eta quadrato parziale	Non centralità Parametro	Potenza osservata ^b
Modello corretto	,624	39,819	,997
Intercetta	,907	234,752	1,000
rinforzo	,445	19,219	,966
compito	,327	11,667	,906
rinforzo * compito	,271	8,933	,710

a. R quadrato = ,624 (R quadrato corretto = ,546)

b. Calcolato usando alfa = ,05

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Stime

Variabile dipendente: risposte

rinforzo	Media	Errore std.	Intervallo di confidenza 95%	
			Limite inferiore	Limite superiore
1,00 LODE	7,300	,592	6,079	8,521
2,00 CRITICA	4,600	,592	3,379	5,821
3,00 SILENZIO	3,800	,592	2,579	5,021

Confronti pairwise

Variabile dipendente: risposte

(I) rinforzo	(J) rinforzo	Differenza della media (I-J)	Errore std.	Sign. ^b	95% intervalli di confidenza	95% intervallo di confidenza per .. ^b
					Limite inferiore	Limite superiore
1,00 LODE	2,00 CRITICA	2,700 [*]	,837	,011	,553	4,847
	3,00 SILENZIO	3,500 [*]	,837	,001	1,353	5,647
2,00 CRITICA	1,00 LODE	-2,700 [*]	,837	,011	-4,847	-,553
	3,00 SILENZIO	,800	,837	,723	-1,347	2,947
3,00 SILENZIO	1,00 LODE	-3,500 [*]	,837	,001	-5,647	-1,353
	2,00 CRITICA	-,800	,837	,723	-2,947	1,347

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Stime

Variabile dipendente: risposte

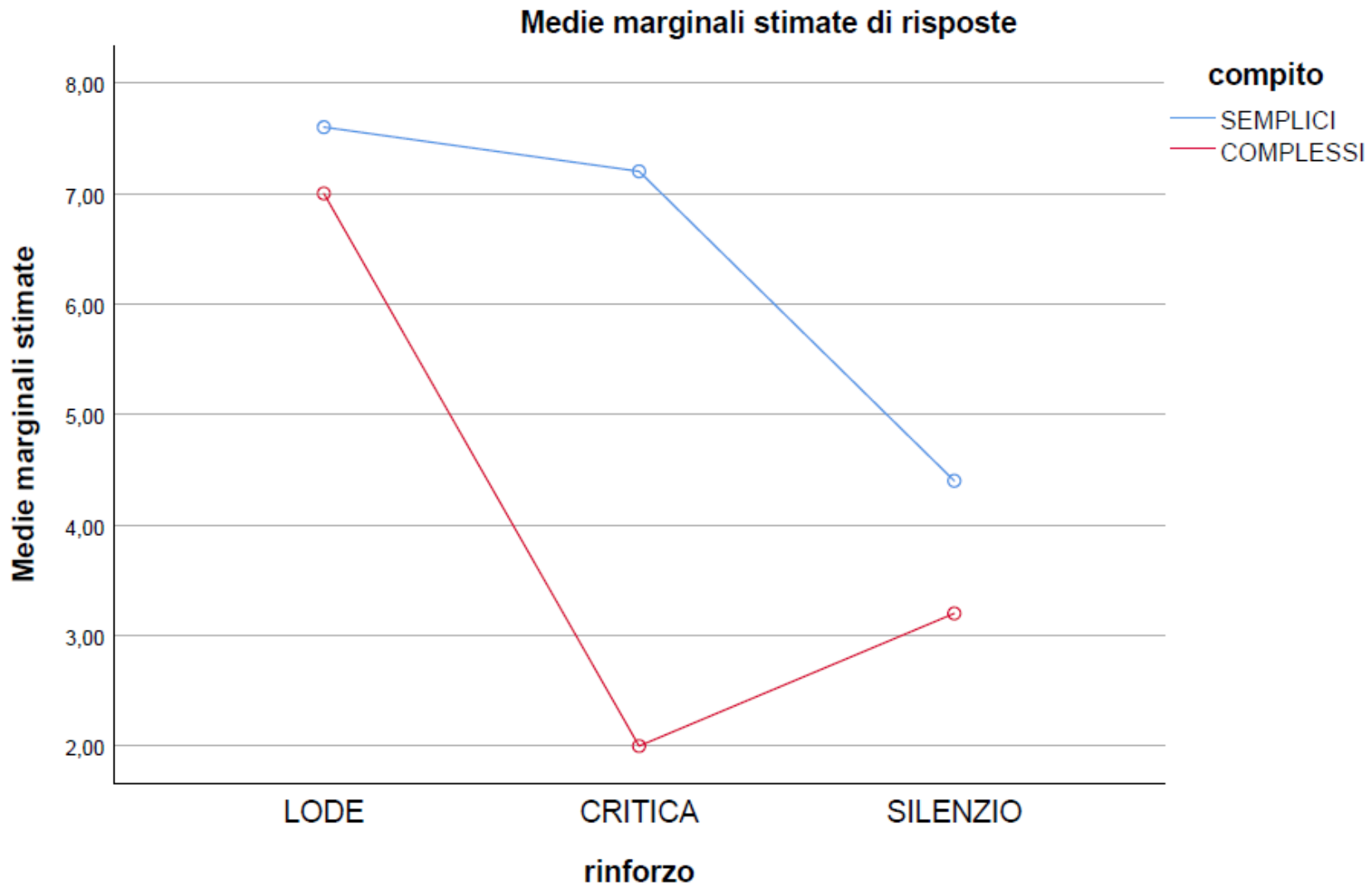
compito	Media	Errore std.	Intervallo di confidenza 95%	
			Limite inferiore	Limite superiore
1,00 SEMPLICI	6,400	,483	5,403	7,397
2,00 COMPLESSI	4,067	,483	3,070	5,064

3. rinforzo * compito

Variabile dipendente: risposte

rinforzo	compito	Media	Errore std.	Intervallo di confidenza 95%	
				Limite inferiore	Limite superiore
1,00 LODE	1,00 SEMPLICI	7,600	,837	5,873	9,327
	2,00 COMPLESSI	7,000	,837	5,273	8,727
2,00 CRITICA	1,00 SEMPLICI	7,200	,837	5,473	8,927
	2,00 COMPLESSI	2,000	,837	,273	3,727
3,00 SILENZIO	1,00 SEMPLICI	4,400	,837	2,673	6,127
	2,00 COMPLESSI	3,200	,837	1,473	4,927

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS



ANALISI DEI DISEGNI FATTORIALI

Risultati ottenuti da SPSS e/o tramite le formule definite per i disegni ANOVA fattoriali:

Fonte	SS	df	MS	F	Sig.
RINFORZO	67.27	2	33.63	9.61	.001
COMPITO	40.83	1	40.83	11.67	.002
RINFORZO X COMPITO	31.27	2	15.63	4.47	.022
Errore	84.00	24	3.50		
Totale	223.37	29			

1. ANALISI DEGLI EFFETTI PRINCIPALI

Effetto principale del fattore "COMPITO":

SEMPLICI	COMPLESSI
6.400	4.067

Effetto principale del fattore "RINFORZO":

LODE	CRITICA	SILENZIO
7.30	4.60	3.80

**Confronti post-hoc con il metodo di Tukey-HSD:
i due tipi di rinforzi Silenzio e Critica hanno medie
uguali e significativamente diverse dal rinforzo Lode.**

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS – post hoc Tukey-b

Univariata: Confronti multipli post hoc per medie osservate

Fattori:
rinforzo
compito

Test post-hoc per:
rinforzo

Assumi varianze uguali

LSD S-N-K Waller-Duncan
 Bonferroni Tukey Rapporto dell'errore Tipo I / Tipo II: 100
 Sidak Tukey-b Dunnett
 Scheffé Duncan Categoria di controllo: Ultimo
 R-E-G-W-F Hochberg (GT2) Test
 R-E-G-W-Q Gabriel 2 vie < Controllo > Controllo

Non assumere varianze uguali

Tamhane (T2) Dunnett (T3) Games-Howell C di Dunnett

Continua Annulla Aiuto

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Sottoinsiemi omogenei

risposte

B di Tukey^{a,b}

rinforzo	N	Sottoinsieme	
		1	2
3,00 SILENZIO	10	3,8000	
2,00 CRITICA	10	4,6000	
1,00 LODE	10		7,3000

Sono visualizzate le medie per gruppi in sottoinsiemi omogenei.

Tali medie sono basate sulle osservazioni.

Il termine di errore è Media dei quadrati(errore) = 3,500.

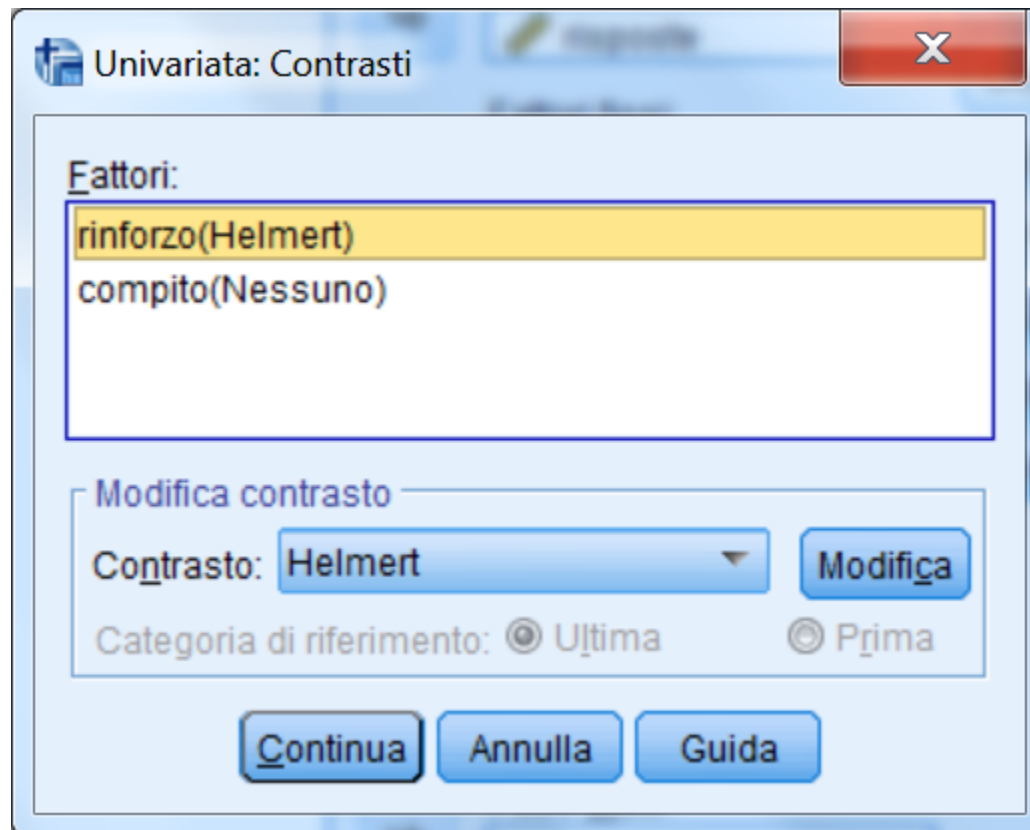
a. Utilizza dimensione campionaria media

armonica = 10,000

b. Alfa = ,05

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS – Confronti pianificati

Confronti pianificati. Possiamo confrontare le condizioni di Lode con quelle di Critica e Silenzio aggregate, e la condizione di Critica con Silenzio.



ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS – Confronti pianificati

Risultati del contrasto (matrice K)

		Variabile dipendente	
		risposte	
Contrasto di Helmert rinforzo			
Confronto tra livello 1 e successivo	Stima del contrasto	3,100	
	Valore ipotizzato	0	
	Differenza (stima - ipotizzato)	3,100	
	Errore std.	,725	
	Sign.	,000	
	95% intervallo di confidenza per differenza	Limite inferiore Limite superiore	1,605 4,595
	Confronto tra livello 2 e livello 3	Stima del contrasto	,800
Valore ipotizzato		0	
Differenza (stima - ipotizzato)		,800	
Errore std.		,837	
Sign.		,349	
95% intervallo di confidenza per differenza		Limite inferiore Limite superiore	-,927 2,527

Contrasto 1: Lode vs. Critica + Silenzio

Contrasto 2: Critica vs. Silenzio

**Confronti pianificati. Possiamo utilizzare anche i contrasti personalizzati tramite la Sintassi:
/CONTRAST(rinforzo)=SPECIAL (2-1-1)
/CONTRAST(rinforzo)=SPECIAL (0 1-1)**

Risultati dei test

Variabile dipendente: risposte

Origine	Somma dei quadrati	gl	Media quadratica	F	Sign.	Eta quadrato parziale	Parametro di non centralità	Potenza osservata ^a
Contrasto	64,067	1	64,067	18,305	,000	,433	18,305	,984
Errore	84,000	24	3,500					

a. Calcolato utilizzando alfa = ,05

Risultati dei test

Variabile dipendente: risposte

Origine	Somma dei quadrati	gl	Media quadratica	F	Sign.	Eta quadrato parziale	Parametro di non centralità	Potenza osservata ^a
Contrasto	3,200	1	3,200	,914	,349	,037	,914	,151
Errore	84,000	24	3,500					

a. Calcolato utilizzando alfa = ,05

2. ANALISI DELL'INTERAZIONE

Nel nostro esempio l'interpretazione degli effetti principali può condurre a conclusioni errate.

RINFORZO	COMPITO	Media
LODE	SEMPLICI	7.6
	COMPLESSI	7.0
CRITICA	SEMPLICI	7.2
	COMPLESSI	2.0
SILENZIO	SEMPLICI	4.4
	COMPLESSI	3.2

La variabile Rinforzo produce un effetto sulla Variabile Risposte che è differente a seconda dei livelli della variabile Compito.

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

3. rinforzo * compito

Variabile dipendente:risposte

rinforzo	compito	Media	Deviazione standard Errore	Intervallo di confidenza 95%	
				Limite inferiore	Limite superiore
1,00 LODE	1,00 SEMPLICI	7,600	,837	5,873	9,327
	2,00 COMPLESSI	7,000	,837	5,273	8,727
2,00 CRITICA	1,00 SEMPLICI	7,200	,837	5,473	8,927
	2,00 COMPLESSI	2,000	,837	,273	3,727
3,00 SILENZIO	1,00 SEMPLICI	4,400	,837	2,673	6,127
	2,00 COMPLESSI	3,200	,837	1,473	4,927

2. ANALISI DELL'INTERAZIONE

Analisi degli EFFETTI SEMPLICI:

Serve per identificare le combinazioni dei fattori che danno un'interazione significativa.

**Effetti Semplici ("Simple Effects"):
esame dei valori della variabile dipendente associati ai valori di una VI, quando i valori dell'altra VI sono mantenuti costanti.**

Analisi degli EFFETTI SEMPLICI:

- Disegno fattoriale **semplificato** effettuando tanti disegni "monofattoriali" quanti sono i livelli della VI che viene mantenuta costante.
- Se c'è un'interazione significativa, gli effetti semplici relativi ad una VI sono **diversi** nei livelli della VI che viene controllata.
- Gli Effetti Semplici consentono di evidenziare l'effetto di **modulazione** che una VI ha sulla relazione tra un'altra VI e la VD.
- L'analisi degli effetti principali **annulla** tale effetto, poiché confronta le medie marginali, nelle quali i livelli dell'altra variabile indipendente vengono sommati tra di loro.

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Poiché l'interazione è risultata significativa interpretare gli effetti principali isolatamente sarebbe inappropriato. Attraverso l'analisi degli effetti semplici possiamo vedere come l'effetto di un fattore sulla VD non è lo stesso per i diversi livelli dell'altro fattore.

Non è possibile ottenere gli effetti semplici dal menu di Spss. Per ottenerli è necessario ricorrere al linguaggio di programmazione Syntax.

Gli effetti semplici relativi al fattore Compito nei diversi livelli del fattore Rinforzo possono essere richiesti tramite la seguente sintassi:

```
UNIANOVA risposte BY rinforzo compito /METHOD = SSTYPE(3) /INTERCEPT = INCLUDE  
/EMMEANS = TABLES(rinforzo*compito) COMPARE (COMPITO) ADJ(SIDAK)  
/CRITERIA = ALPHA(.05) /DESIGN = rinforzo compito rinforzo*compito .
```

Per ottenere gli effetti semplici relativi al fattore Rinforzo nei diversi livelli del fattore Compito dobbiamo utilizzare la seguente sintassi:

```
UNIANOVA  
risposte BY rinforzo compito /METHOD = SSTYPE(3) /INTERCEPT = INCLUDE  
/EMMEANS = TABLES(rinforzo*compito) COMPARE (rinforzo) ADJ(SIDAK)  
/CRITERIA = ALPHA(.05) /DESIGN = rinforzo compito rinforzo*compito .
```

ANOVA FATTORIALE BETWEEN IN SPSS

Test univariati

Variabile dipendente: risposte

rinforzo		Somma dei quadrati	gl	Media quadratica	F	Sign.
1,00 LODE	Contrasto	,900	1	,900	,257	,617
	Errore	84,000	24	3,500		
2,00 CRITICA	Contrasto	67,600	1	67,600	19,314	,000
	Errore	84,000	24	3,500		
3,00 SILENZIO	Contrasto	3,600	1	3,600	1,029	,321
	Errore	84,000	24	3,500		

Variabile dipendente: risposte

rinforzo		Eta quadrato parziale	Parametro di non centralità	Potenza osservata ^a
1,00 LODE	Contrasto	,011	,257	,078
	Errore			
2,00 CRITICA	Contrasto	,446	19,314	,988
	Errore			
3,00 SILENZIO	Contrasto	,041	1,029	,164
	Errore			

Ogni F verifica gli effetti semplici di compito all'interno di ciascuna combinazione di livello degli altri effetti visualizzati. Questi test si basano sui confronti pairwise linearmente indipendenti tra le medie marginali stimate.

a. Calcolato utilizzando alfa = ,05

Analisi degli EFFETTI SEMPLICI nell'esempio empirico:

Analisi degli effetti semplici per il fattore "Compito" mantenendo costante il fattore "Rinforzo" (l'analisi del fattore "Rinforzo" mantenendo costante il fattore "Compito" dà risultati analoghi).

RINFORZO		SS	df	MS	F	Sig.
LODE	Contrasto	.90	1	.90	.26	.62
	Errore	84.00	24	3.50		
CRITICA	Contrasto	67.60	1	67.60	19.31	.000
	Errore	84.00	24	3.50		
SILENZIO	Contrasto	3.60	1	3.60	1.03	.32
	Errore	84.00	24	3.50		

La devianza **Between** che viene scomposta è data dalla somma della devianza del fattore "COMPITO" (40.83) più la devianza dell'interazione (31.27), ovvero: $.90 + 67.60 + 3.60 = 72.1 = 40.83 + 31.27$. La devianza **Within** è quella del disegno fattoriale completo (84.00).

ESERCIZIO 4:

REALIZZAZIONE DI UN'ANOVA FATTORIALE

Effettuare una Anova fattoriale .

I dati sono nel file spss esercizio.anova.sav

VARIABILE DIPENDENTE: inte

VARIABILI INDIPENDENTI: scolar marcpast