



TECNICHE DI ANALISI DEI DATI

AA 2017/2018

PROF. V.P. SENESE

Questi materiali sono disponibili per tutti gli studenti al seguente indirizzo:

<https://goo.gl/hxL9zG>

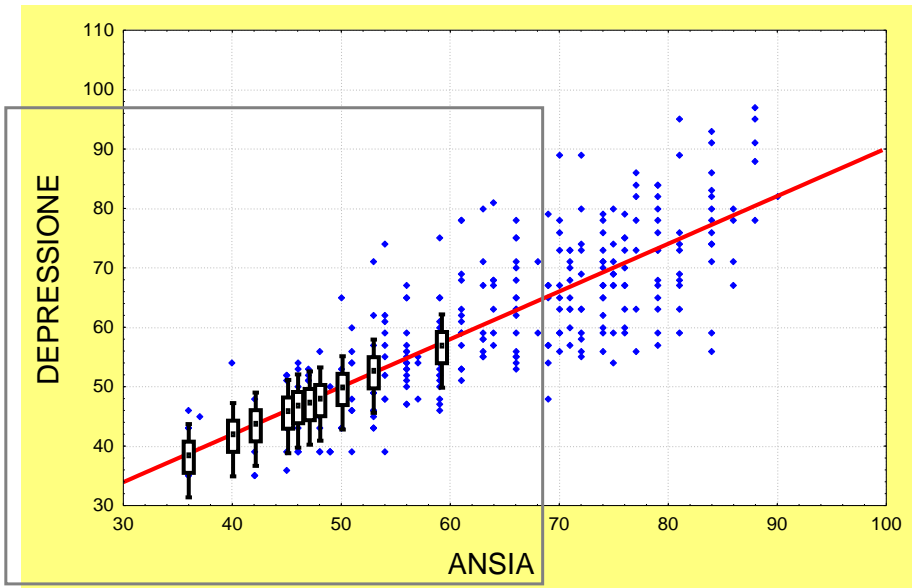
Università della Campania (SUN) – Dipartimento di Psicologia – TECNICHE DI ANALISI DEI DATI – © Prof. V.P. Senese

ANOVA

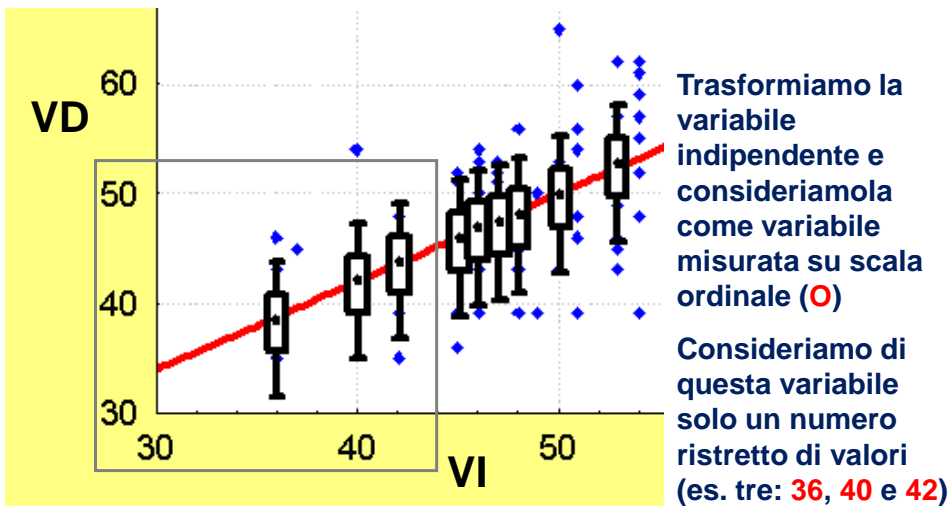
Quando la relazione causale chiama in causa **variabili indipendenti (VI)** di tipo **qualitativo (N o O)**, mentre la **variabile dipendente (VD)** è di tipo **quantitativo (I o R)** l'analisi che può essere impiegata è l'**ANALISI DELLA VARIANZA (ANOVA)**.

Anche in questo caso (come nella regressione) l'obiettivo è quello di voler verificare se la **capacità di prevedere** i valori di una data variabile **Y**, **E(Y)**, aumenta conoscendo i valori assunti da una data variabile **X**; ovvero se nei diversi livelli della/e variabile/i indipendente la variabile dipendente si distribuisce in modo differente.

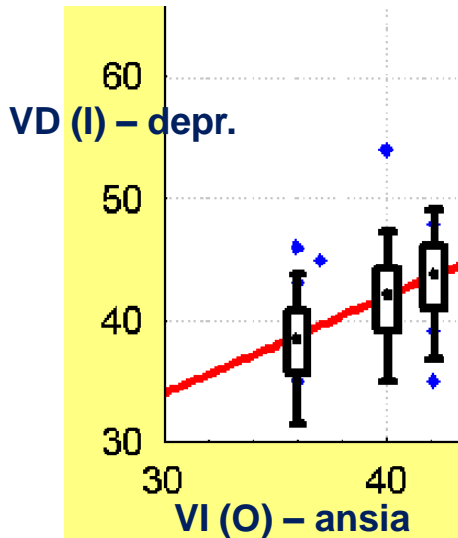
ANOVA



ANOVA



ANOVA



Questa situazione è quella dalla quale si parte quando abbiamo una VI di tipo N o O e una VD ad I o R e vogliamo confrontare la distribuzione della VD nei gruppi determinati dai livelli della VI.

Per effettuare il confronto dobbiamo scegliere il test statistico da applicare.

Es.

• *t test* ? *Chi-quadrato* ? *test W* ? *ANOVA* ?

ANOVA

L'analisi della varianza **ANOVA** si basa sulla scomposizione della variabilità totale in due parti:

I PARTE) VAR. DOVUTA ALL'EFFETTO (VI)
varianza **tra-gruppi** (*between*) o **spiegata**

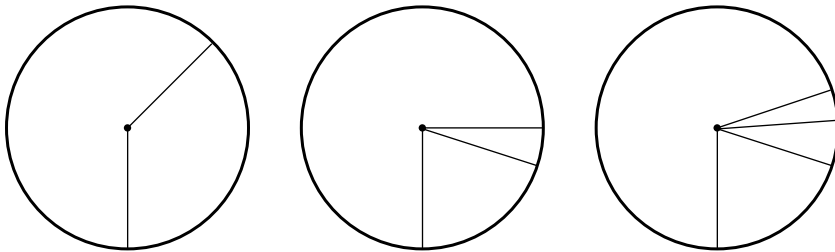
II PARTE)
VAR. DOVUTA ALLA DIVERSITÀ DEI SOGGETTI
varianza **entro i gruppi** (*within*) o
varianza **residua** o
varianza **casuale**

$$SS_{totale} = SS_{spiegata} + SS_{errore}$$

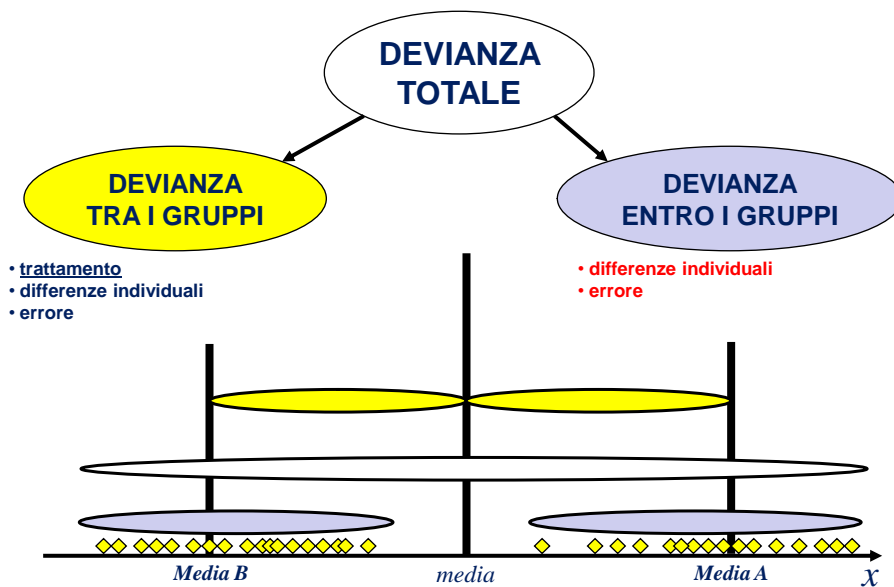
ANOVA

La scomposizione della variabilità **dipende** direttamente dal **disegno di ricerca**. Distinguiamo tra:

- disegni a **FATTORI BETWEEN** (misure/gruppi indipendenti);
- disegni a **FATTORI WITHIN** (misure/gruppi dipendenti);
- disegni **MISTI** (misure/gruppi sia dipendenti sia indipendenti).

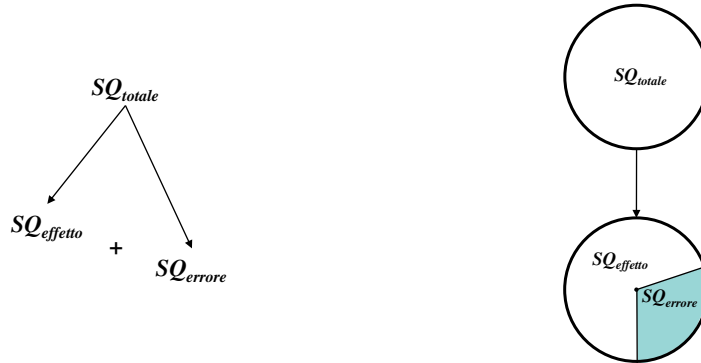


ANOVA BETWEEN

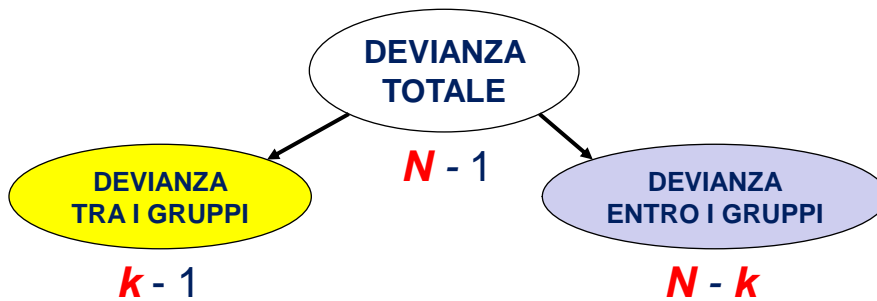


ANOVA BETWEEN

$$SS_{totale} = SS_{spiegata} + SS_{errore}$$



ANOVA BETWEEN



N = numero di osservazioni
 k = numero di gruppi (livelli della **VI**)

ANOVA BETWEEN

Es. Un fattore *between* 3 livelli:

A (alti) – B (medi) – C (bassi)

DEVIANZA
TOTALE

$$\sum (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2$$

DEVIANZA
ENTRO I GRUPPI

$$\sum (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2$$

DEVIANZA TRA I
GRUPPI

$$\sum (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2$$

Effetto VI

y_{ij} = punteggio ss_i
 $\bar{y}_{i.}$ = media gruppo
 $\bar{y}_{..}$ = media totale

ANOVA BETWEEN

Per **confrontare la due varianze** e verificare se quella spiegata dall'effetto (VI) è maggiore di quella residua, si calcola la statistica **F**. La **varianza spiegata** (dal modello) va al numeratore, quella **residua** al denominatore.

$$F = \frac{\text{var spiegata}}{\text{var errore}} \quad F = \frac{Var_{tra_gr}}{Var_{entro_gr}} = \frac{Dev_{tra_gr}}{gdl}{Dev_{entro_gr}}{gdl}$$

H_0 : la varianza spiegata è uguale a quella residua (casuale) $\rightarrow F = 1$
 H_1 : $F > 1$

$$gdl_F = \frac{k - 1}{n - k}$$

H_0 : tutte le medie dei k gruppi sono uguali
 H_1 : esiste almeno un gruppo con una media diversa dalle altre

ANOVA BETWEEN

Se si rifiuta H_0 , ovvero si osserva che la **variabilità between** è **significativamente maggiore** di quella **within** (H_1), possiamo affermare che:

- (1) la variabilità osservata nella **variabile dipendente** è riconducibile alla **variabile indipendente** che ha generato i gruppi;
- (2) esiste **almeno una differenza** tra le medie dei gruppi riconducibile alla variabile indipendente, ovvero esiste **almeno un gruppo** in cui la variabile dipendente si distribuisce in modo diverso dagli altri gruppi.

Post hoc ► Se $k > 2$ e non pianificati ► Varianti del **t-test** per confronti fra coppie di campioni con correzione del valore di probabilità ($\Sigma p = \alpha$) per verificare quali gruppi sono diversi.

ANOVA POST-HOC

Per la valutazione dei **confronti non pianificati** bisogna fare attenzione a contenere l'errore di **I tipo**. A tal scopo sono stati proposti differenti procedure utili alla correzione:

Test di Tukey (Tukey, 1953): consente di controllare l'errore di I tipo nel caso in cui vengano eseguiti solo confronti a coppie.

Test di Scheffé (Sheffé, 1953): consente di eseguire **tutti i confronti possibili**, sia tra coppie di medie sia tra medie complesse, impedendo all'errore di I tipo di eccedere il livello prescelto.

Correzione di Bonferroni (Bonferroni, 1936): consente di eseguire tutti i confronti possibili correggendo il livello di probabilità (ad esempio $\alpha = .05$) di ciascun confronto per il numero (n) di confronti effettuati: α/n .

Sono stati proposti **modelli alternativi** per correggere i livelli di probabilità dei confronti multipli che tengano in considerazione sia una riduzione dell'errore di **I tipo** sia dell'errore di **II tipo** (es., Pastore, Nucci e Galfano, 2005).

ANOVA *BETWEEN*

EFFECT SIZE

Eta quadrato

$$\eta^2 = \frac{\text{devianza spiegata}}{\text{devianza errore}} = \frac{SS_{\text{between}}}{SS_{\text{totale}}}$$

Effect size	η^2
small	.06
medium	.14
large	.20

Omega quadrato

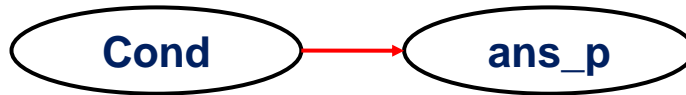
$$\omega^2 = \frac{(k-1) \cdot (F-1)}{(k-1) \cdot (F-1) + n}$$

ASSUNTI ANOVA *BETWEEN*

- (1) i k campioni sono **indipendenti**;
- (2) le popolazioni da cui provengono i k campioni sono distribuite in modo **normale**;
- (3) le varianze di tali popolazioni sono omogenee (**omoschedasticità**);
- (4) la variabile indipendente che ha k livelli (2 o più) è misurata su scala **qualitativa** o non parametrica (N o O);
- (5) la variabile dipendente è misurata su scala **metrica** (I o R)
- (6) gli effetti delle VI sulla VD sono **additivi**.

ESEMPIO #3

La condizione (cond) sperimentale (facile, media, difficile, impossibile) influenza il livello di ansia **pre-test** (ans_p)?



ANOVA between a un fattore a 4 livelli con la **Condizione** come variabile indipendente (Cond; VI-O) e il livello di **ansia pre-test** come variabile dipendente (ans_p; VD-I).

$$H_0 \Rightarrow \mu_{G1} = \mu_{G2} = \mu_{G3} = \mu_{G4}$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G1} \neq (\mu_{G2} \circ \mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G2} \neq (\mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G3} \neq (\mu_{G4})$$

$$\alpha = .05$$

ESEMPIO #3

ANOVA - ans_p

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	η^2	ω^2
Cond	20.84	3	6.947	0.164	0.921	0.005	0.000
Residual	4075.52	96	42.453				

Note. Type III Sum of Squares

Questo risultato ci porta ad accettare l'ipotesi nulla.

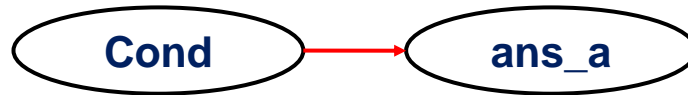
$$H_0 \Rightarrow \mu_{G1} = \mu_{G2} = \mu_{G3} = \mu_{G4}$$

Il livello di ansia prima della prova non viene influenzato dalla condizione sperimentale, **$F(3,96) = 0.164$, $p = .921$, $\eta^2 = .005$** .

N.B. Se si calcola il **power** di questo test il risultato è: **power = .518**. In queste condizioni di analisi per avere un **power** di almeno .80 è necessario un campione di **180 ss**.

ESEMPIO #4

La condizione (cond) sperimentale (facile, media, difficile, impossibile) influenza il livello di ansia **post-test** (ans_a)?



ANOVA between a un fattore a 4 livelli con la **Condizione** come variabile indipendente (Cond; VI-O) e il livello di **Ansia post-test** come variabile dipendente (ans_a; VD-I).

$$H_0 \Rightarrow \mu_{G1} = \mu_{G2} = \mu_{G3} = \mu_{G4}$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G1} \neq (\mu_{G2} \circ \mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G2} \neq (\mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G3} \neq (\mu_{G4})$$

$$\alpha = .05$$

ESEMPIO #4

ANOVA- ans_a

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	η^2	ω^2
Cond	197.8	3	65.95	3.082	0.031	0.088	0.059
Residual	2054.2	96	21.40				

Note. Type III Sum of Squares

Questo risultato ci porta a respingere l'ipotesi nulla e a supportare l'ipotesi alternativa.

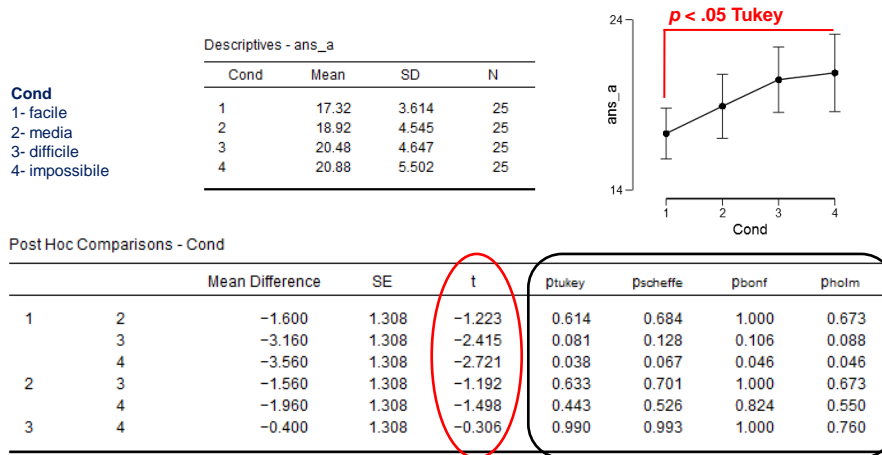
$$H_0 \Rightarrow \mu_{G1} = \mu_{G2} = \mu_{G3} = \mu_{G4}$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G1} \neq (\mu_{G2} \circ \mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G2} \neq (\mu_{G3} \circ \mu_{G4})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{G3} \neq (\mu_{G4})$$

ESEMPIO #4



ESEMPIO #4

L'**ANOVA** ha messo in evidenza che la condizione sperimentale influenza significativamente il livello di ansia riportato dopo il test di statistica, $F(3,96) = 3.08$, $p = .031$, $\eta^2 = .088$. In particolare, i test **post-hoc** condotti con la correzione di Tukey evidenziano che gli studenti posti nella condizione impossibile ($M = 20.9$) dichiarano di avere un livello di ansia significativamente superiore agli studenti posti nella condizione facile ($M = 17.3$). Non significative risultano le differenze tra gli altri gruppi confrontati.

N.B. Se si calcola il **power** di questo test il risultato è: **power = .518**. In queste condizioni di analisi per avere un **power** di almeno .80 è necessario un campione di **180 ss**.

TECNICHE DI ANALISI DEI DATI

AA 2016/2017

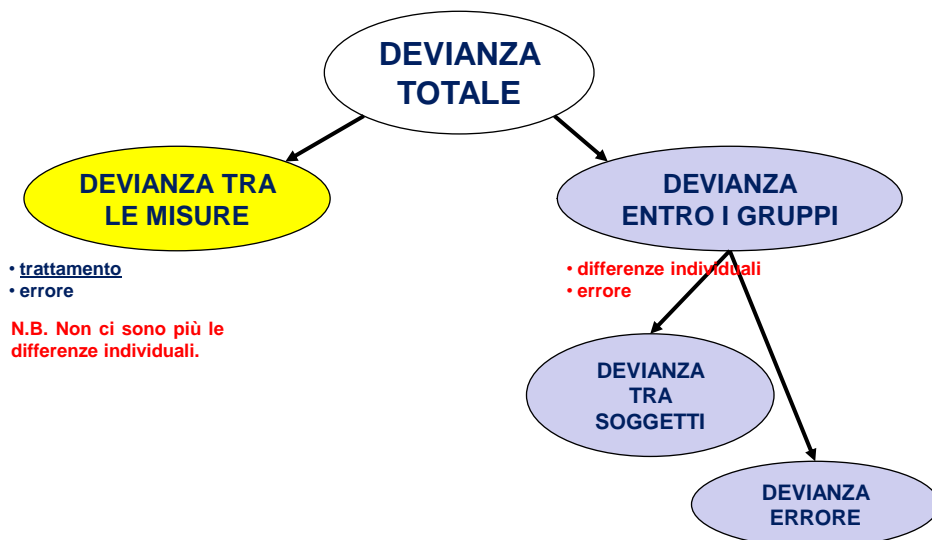
PROF. V.P. SENESE

Questi materiali sono disponibili per tutti gli studenti al seguente indirizzo:

<https://goo.gl/RwAbbd>

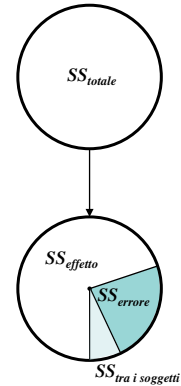
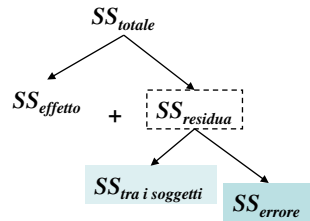
Università della Campania (SUN) – Dipartimento di Psicologia – TECNICHE DI ANALISI DEI DATI – © Prof. V.P. Senese

ANOVA WITHIN

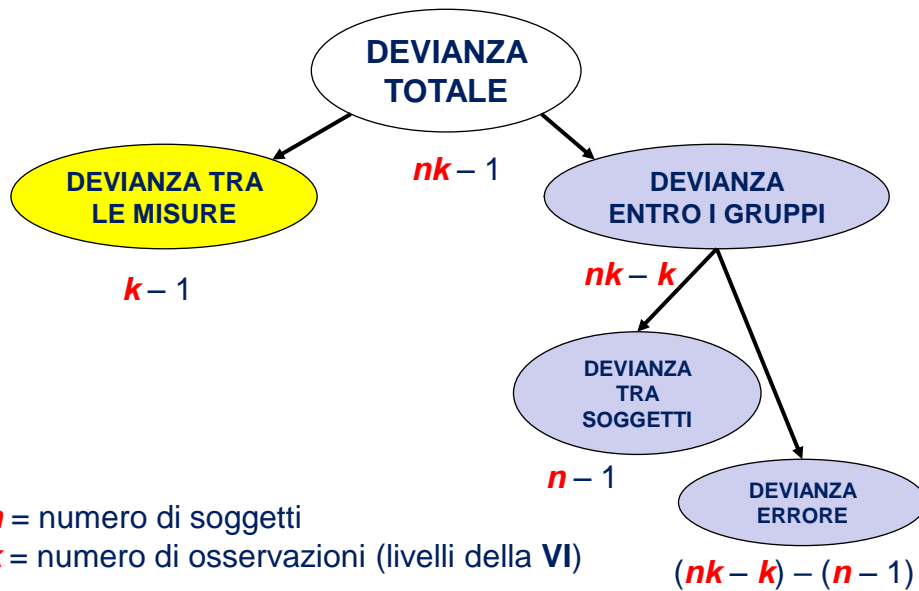


ANOVA BETWEEN

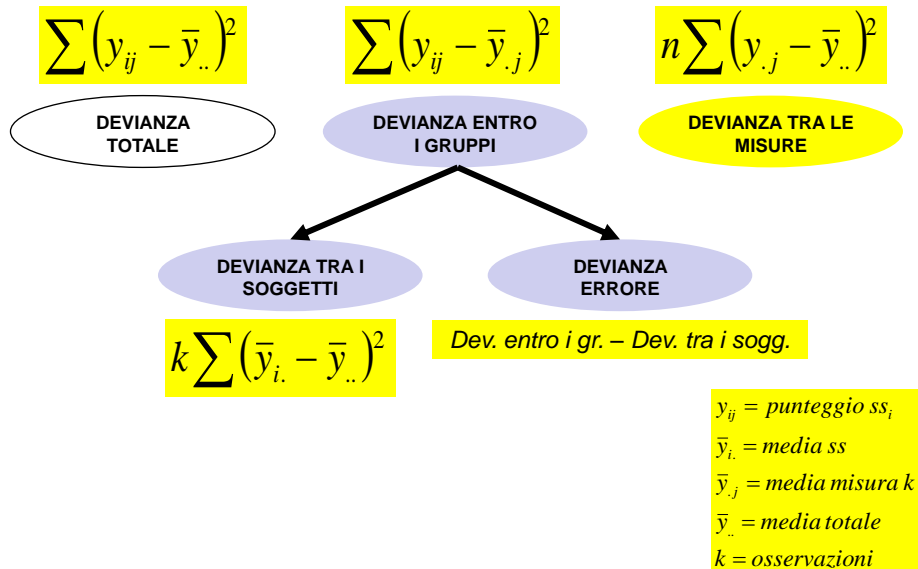
$$SS_{totale} = SS_{spiegata} + SS_{errore}$$



ANOVA WITHIN



ANOVA WITHIN



ANOVA WITHIN

Per **confrontare la due varianze** e verificare se quella spiegata dall'effetto (**VI**) è maggiore di quella residua, si calcola la statistica **F**. La **varianza spiegata** (dal modello) va al numeratore, quella **residua** al denominatore.

$$F = \frac{\text{var spiegata}}{\text{var errore}}$$

$$F = \frac{Var_{spiegata}}{Var_{errore}} = \frac{Dev_{spiegata}}{gdl} \div \frac{Dev_{errore}}{gdl}$$

H_0 : la varianza spiegata è uguale a quella residua (casuale) $\rightarrow F = 1$
 H_1 : $F > 1$

$$gdl_F = \frac{k - 1}{(nk - k) - (n - 1)}$$

H_0 : tutte le medie dei k gruppi sono uguali

H_1 : esiste almeno un gruppo con una media diversa dalle altre

ANOVA WITHIN

Se si rifiuta H_0 , ovvero si osserva che la **variabilità between (spiegata)** è **significativamente maggiore** di quella **within (errore)** (H_1), possiamo affermare che:

- (1) la variabilità osservata nella **variabile dipendente** è riconducibile alla **variabile indipendente** che ha influenzato le misure;
- (2) esiste **almeno una differenza** tra le **k** misure riconducibile alla variabile indipendente, ovvero esiste **almeno una misura** in cui la variabile dipendente si distribuisce in modo diverso dalle altre.

Post hoc ► Se **k > 2** e non pianificati ► Varianti del **t-test** per confronti fra coppie di campioni con correzione del valore di probabilità ($\Sigma p = \alpha$) per verificare quali misure sono diverse.

ANOVA WITHIN EFFECT SIZE

Eta quadrato

$$\eta^2 = \frac{\text{devianza spiegata}}{\text{devianza errore}} = \frac{SS_{spiegata}}{SS_{totale}}$$

Effect size	η^2
small	.06
medium	.14
large	.20

Omega quadrato

$$\omega^2 = \frac{SS_{spiegata} - (k-1) \cdot MS_{errore}}{SS_{totale} + MS_{soggetti} + n \cdot MS_{errore}}$$

ASSUNTI ANOVA *WITHIN*

- (1) Gli **errori** (ε_{ij}) devono essere indipendenti (i soggetti non si devono influenzare reciprocamente);
- (2) gli **errori** (ε_{ij}) devono essere distribuiti normalmente con una media uguale a **0**;
- (3) le **varianze** delle differenze tra tutte le coppie di medie devono essere uguali (**sfericità o circolarità** → **test di Mauchley**).

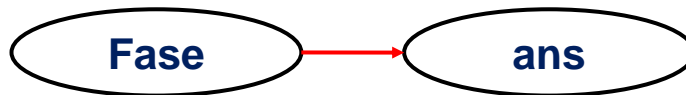
Nel caso in cui ci sia una **violazione dell'assunto di sfericità** si procede correggendo i gradi di libertà della statistica **F** mediante il parametro (ε).

Tre sono le possibili correzioni: →

- Greenhouse-Geisser
 - Huynh-Feldt
 - Lower-bound
- GG è conservativa**

ESEMPIO #5

Le fasi sperimentali influenzano (baseline, info sul test, test) il livello di ansia (ans)?



ANOVA within a **un fattore a 3 livelli** con la **Fase** (baseline; info sul test; test) come variabile **indipendente** (Fase; VI-O) e il livello di **Ansia** come variabile **dipendente** (ans; VD-I).

$$H_0 \Rightarrow \mu_{F1} = \mu_{F2} = \mu_{F3}$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{F1} \neq (\mu_{F2} \text{ o } \mu_{F3})$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{F2} \neq (\mu_{F3})$$

$$\alpha = .05$$

ESEMPIO #5

Within Subjects Effects

Sphericity Correction		Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	η^2	ω^2
Fase	None	76.53*	2.000*	38.26*	3.744*	0.025*	0.036	0.027
	Greenhouse-Geisser	76.53*	1.643*	46.59*	3.744*	0.034*	0.036	0.027
	Huynh-Feldt	76.53*	1.667*	45.92*	3.744*	0.033*	0.036	0.027
Residual	None	2023.47	198.000	10.22				
	Greenhouse-Geisser	2023.47	162.608	12.44				
	Huynh-Feldt	2023.47	164.988	12.26				

Note. Type III Sum of Squares

* Mauchly's test of sphericity indicates that the assumption of sphericity is violated ($p < .05$).

Between Subjects Effects ▼

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	η^2	ω^2
Residual	2023	198	10.22				

Note. Type III Sum of Squares

Questo risultato ci porta a respingere l'ipotesi nulla e a supportare l'ipotesi alternativa.

Test of Sphericity				
	Mauchly's W	p	Greenhouse-Geisser ϵ	Huynh-Feldt ϵ
Fase	0.782	< .001	0.821	0.833

$$H_0 \Rightarrow \mu_{F1} = \mu_{F2} = \mu_{F3}$$

$$H_1 \Rightarrow \mu_{F1} \neq (\mu_{F2} \text{ o } \mu_{F3})$$

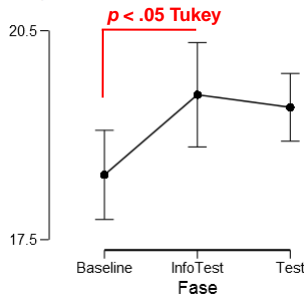
$$H_1 \Rightarrow \mu_{F2} \neq (\mu_{F3})$$

ESEMPIO #5

Post Hoc Comparisons - Fase

		Mean Difference	SE	t	pTukey	pScheffe	pBonf	pHolm
Baseline	InfoTest	-1.150	0.452	-2.544	0.031	0.041	0.035	0.035
	Test	-0.970	0.452	-2.146	0.083	0.103	0.099	0.066
InfoTest	Test	0.180	0.452	0.398	0.916	0.924	1.000	0.691

Descriptives Plot



Descriptives

Fase	Mean	SD	N
Baseline	18.43	4.330	100
InfoTest	19.58	6.433	100
Test	19.40	4.769	100

ESEMPIO #5

L'**ANOVA** ha messo in evidenza che la fase sperimentale influenza significativamente il livello di ansia riportato, $F(2,198) = 3.74$, $p = .025$, $\eta^2 = .036$. In particolare, i test **post-hoc** condotti con la correzione di Tukey evidenziano che il livello di ansia degli studenti nella fase *baseline* ($M = 18.4$) è significativamente inferiore a quello degli studenti nella fase prima del test ($M = 19.6$). Non significativa è la differenza nel livello di ansia tra prima e dopo il test ($M = 19.4$).

N.B. Se si calcola il **power** di questo test il risultato è: **power = .999**.