

**Test su medie**

**Varianza non nota**

# Test su una media - varianza non nota

Un metodo analitico  $M$  per la determinazione del colesterolo nel sangue ha distribuzione gaussiana degli errori con imprecisione ( $\sigma$ ) ignota.

Per verificare se il metodo è accurato, si eseguono un certo  $n=25$  misure di uno "standard" avente concentrazione nota (valore vero:  $\theta = 180.0$  mg/dl) ottenendo:

$$\bar{x} = 183.5 \text{ mg/dl}$$

$$s = 8.0 \text{ mg/dl}$$

$$H_0: \mu = \theta = 180$$

$$H_1: \mu \neq \theta = 180$$

In questo caso, tuttavia, il rapporto:

$$z = \frac{\bar{x} - \theta}{\sigma / \sqrt{n}}$$

**non può essere calcolato perché  $\sigma$  non è noto.**

# Test su una media - varianza non nota

Si può pensare allora di sostituire, nel rapporto standardizzato, il parametro  $\sigma$  con la stima campionaria  $s$  (che ha  $n-1$  gradi di libertà), ottenendo

$$t = \frac{\bar{x} - \theta}{s/\sqrt{n}}$$

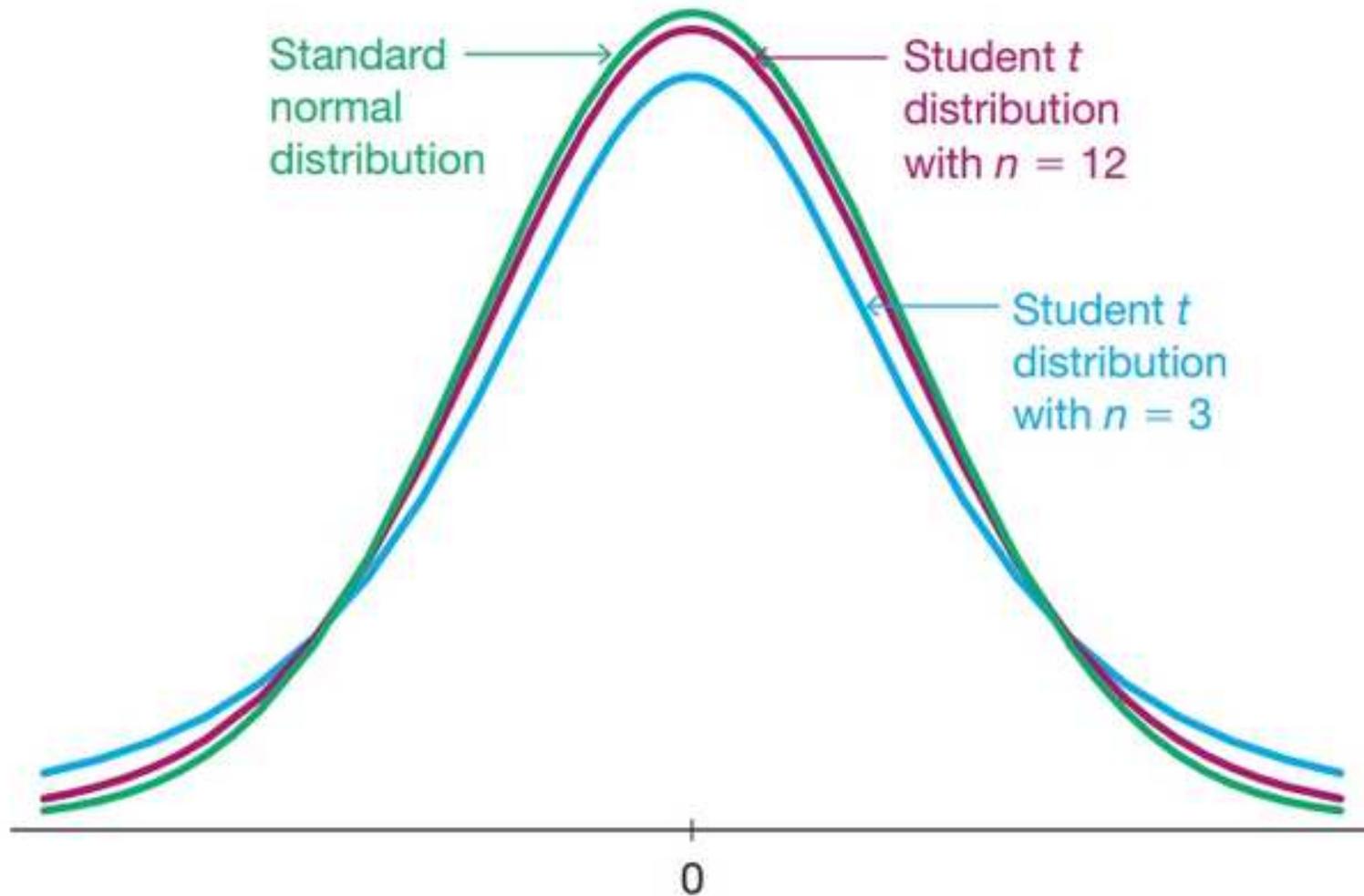
che è un rapporto tra una variabile casuale gaussiana (con media nulla sotto  $H_0$ ) e una variabile casuale con distribuzione proporzionale alla radice di un  $\chi^2$  con  $n - 1$  gradi di libertà.

**Sotto  $H_0$ , tale rapporto ha distribuzione  $t$  di Student con  $n-1$  gradi di libertà**

# Distribuzione t student - William Gosset (1876-1937)

- La distribuzione t di Student ha la stessa forma a campana simmetrica generale della distribuzione normale standard, ma ha una maggiore variabilità (con distribuzioni più ampie), come ci aspettiamo con campioni piccoli.
- La distribuzione t di Student ha una media di  $t = 0$  (proprio come la distribuzione normale standard ha una media di  $z = 0$ )
- La deviazione standard della distribuzione t di Student varia con la dimensione del campione, ma è maggiore di 1 (a differenza della distribuzione normale standard, che ha  $\sigma = 1$ ).
- La distribuzione t di Student varia con la dimensione del campione.
- All'aumentare della dimensione del campione, la distribuzione t di Student si avvicina alla distribuzione normale standard.

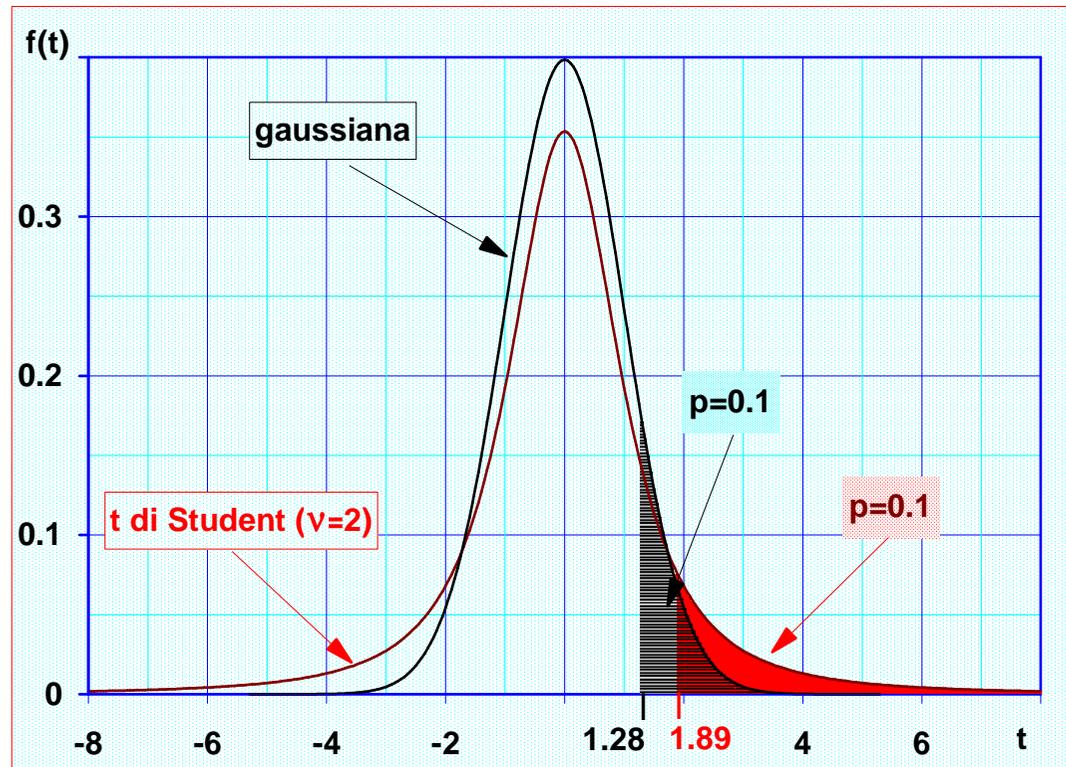
# Distribuzione $t$ student - William Gosset (1876-1937)



# Distribuzione t di Student

la distribuzione t di Student ha **percentili con valore assoluto tanto più elevato** rispetto a quello dei corrispondenti percentili della Gaussiana **quanto minore è il numero di gradi di libertà**.

**Ad esempio**, il 90° percentile della gaussiana standard è 1.282, mentre i corrispondenti percentili delle t di Student con 1, 2, 3 e 9 g.d.l. sono rispettivamente 3.078, 1.886, 1.638 e 1.383.



## Test su una media - varianza non nota

Nell'esempio: 
$$t = \frac{183.5 - 180.}{8 / \sqrt{25}} = \frac{3.5}{1.6} = 2.188$$

Poiché il valore calcolato (2.188) è maggiore del centile 97.5 della distribuzione t con 24 g.d.l. (2.064), l'ipotesi nulla viene rifiutata al livello di significatività  $\alpha = 0.05$ .

L'esperimento indica che il metodo **M non è accurato.**

# IC su una media - varianza non nota

In modo del tutto analogo a quanto visto in precedenza, è possibile calcolare **l'intervallo di confidenza per l'accuratezza** ( $\delta = \mu_M - \theta$ )

$$I.C._{(1-\alpha)} = (\bar{x} - \theta) \pm t_{\alpha/2, v} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

dove  $v = n-1$

Nell'esempio la confidenza corrispondente ad un rischio d'errore di tipo I pari a  $\alpha = 0.05$  è  $(1 - \alpha) = 0.95$

$$I.C._{.95\%} = 3.5 \pm 2.064 \cdot 1.6 = [0.2; 6.8]$$

Quindi la vera inaccuratezza ( $\delta$ ) del metodo **M** è un valore incluso tra 0.2 e 6.8 mg/dl o, in altri termini, l'inaccuratezza non è inferiore a 0.2 ma non è superiore a 6.8 mg/dl.

La probabilità che tale affermazione sia vera è 0.95

# Considerazioni

Si noti che l'intervallo di confidenza **non contiene lo 0**:

- quindi la probabilità che  $\delta$  sia nullo è inferiore al 5%
- questo è **coerente con l'esito del test di ipotesi**

Si noti che l'uso di una stima dell'errore standard al posto dell'ignoto  $\sigma$  comporta l'aumento dell'ampiezza dell'intervallo di confidenza:

- l'aumento è tanto maggiore quanto più imprecisa è la stima di  $\sigma$ , cioè quanto **minore è la dimensione del campione**

# Test per il confronto tra due medie - varianza non nota

Si vuole valutare se una nuova sostanza  $\beta$ -bloccante (**F**) abbia effetto anti-ipertensivo.

- una soluzione di **F** è stata somministrata per 3 settimane a 25 ratti
- una soluzione a base di solo solvente (**V**) è stata somministrata ad altri 15 ratti

Su ogni ratto si è calcolata la **risposta al trattamento** come differenza ( $x$ ) tra la pressione arteriosa sistolica prima e dopo il trattamento, ottenendo i seguenti risultati

Farmaco F:	$n_F = 25$	$\bar{x}_F = 40$	$s_F = 24$
Farmaco V:	$n_V = 15$	$\bar{x}_V = 20$	$s_V = 30$

# Test per il confronto tra due medie - varianza non nota

Si vuole saggiare se il metodo **F** abbia effetto anti-ipertensivo.

Ciò significa scegliere tra le due ipotesi:

$H_0 : \mu_F = \mu_V$  Le medie vere dei due metodi coincidono, quindi **F** non ha effetto anti-ipertensivo

$H_1 : \mu_F > \mu_V$  Le media di **F** è maggiore di quella di **V**, quindi **F** ha effetto anti-ipertensivo

# Test per il confronto tra due medie - varianza non nota

La situazione è analoga a quella illustrata a proposito del confronto dell'efficacia di due farmaci per la diminuzione della pressione sanguigna (V ed N). Tuttavia, la statistica test

$$z = \frac{(\bar{x}_F - \bar{x}_V)}{\sqrt{\sigma^2 \left( \frac{1}{n_F} + \frac{1}{n_V} \right)}}$$

**non può essere calcolata perché  $\sigma$  non è noto.**

Anche in questo caso si può pensare di sostituire, nel rapporto standardizzato, il parametro  $\sigma$  con una sua stima campionaria

# Stima della varianza

Se si può assumere che la variabilità della risposta (x) sia indipendente dal trattamento, è ragionevole **combinare** le due stime ( $s_F$  e  $s_V$ ) per ottenere una più precisa stima di  $\sigma$

$$s^2 = \frac{(n_F - 1) \cdot s_F^2 + (n_V - 1) \cdot s_V^2}{(n_F - 1) + (n_V - 1)}$$

- **media delle** due **stime** ottenute **entro** ciascun **gruppo**, **ponderata** per i gradi di libertà delle due stime ( $s_F^2$  e  $s_V^2$ )
- **i gradi di libertà aumentano**, per tale motivo  $s$  è più precisa delle due stime che la compongono.

Nell'esempio:

$$s^2 = \frac{24 \cdot 24^2 + 14 \cdot 30^2}{24 + 14} = \frac{26424}{38} = 695.37 \quad \Rightarrow s = 26.4$$

# Test per il confronto tra due medie - varianza non nota

La statistica test diventa

$$t = \frac{(\bar{x}_F - \bar{x}_V)}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n_F} + \frac{1}{n_V} \right)}}$$

che è un rapporto tra una variabile casuale gaussiana (con media nulla sotto  $H_0$ ) e una variabile casuale con distribuzione proporzionale alla radice di un  $\chi^2$  con  $\nu = n_F + n_V - 2$  gradi di libertà.

**Sotto  $H_0$ , tale rapporto ha distribuzione t di Student con  $n_F + n_V - 2$  gradi di libertà**

# Test per il confronto tra due medie - varianza non nota

Nell'esempio:

$$t = \frac{\bar{x}_F - \bar{x}_V}{\sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n_F} + \frac{1}{n_V} \right)}} = \frac{40 - 20}{\sqrt{26.4^2 \left( \frac{1}{25} + \frac{1}{15} \right)}} = \frac{20}{8.62} = 2.320$$

Si può concludere che la sostanza **F** ha attività anti-ipertensiva.

Infatti, il valore il valore della statistica  $t$  calcolata (2.320) è maggiore del 95° centile (1.684) della distribuzione  $t$  con 38 g.d.l. (**test ad 1 coda**).

# IC per la differenza tra due medie - varianza non nota

Se il fine è stimare l'effetto della sostanza **F** al netto dell'eventuale effetto di **V**:

1. si esegue il test sull'uguaglianza delle medie  $\mu_F$  e  $\mu_V$
2. si calcola anche l'intervallo di confidenza per la vera differenza tra le medie ( $\delta = \mu_F - \mu_V$ )

$$I.C._{(1-\alpha)} = (\bar{x}_F - \bar{x}_V) \pm t_{\alpha, n} \cdot \sqrt{s^2 \left( \frac{1}{n_F} + \frac{1}{n_V} \right)}$$

Nell'esempio, la confidenza corrispondente ad un errore di tipo I pari a  $\alpha = 0.10$  è  $1 - \alpha = 0.90$  :

$$I.C._{.90\%} = 20.0 \pm 1.684 \cdot 8.62 = [5.5; 34.5]$$

## IC per la differenza tra due medie - varianza non nota

Si può quindi affermare l'effetto anti-ipertensivo netto ( $\delta$ ) sia un qualunque riduzione di pressione arteriosa sistolica inclusa tra 5.5 e 34.5 mmHg (in altri termini, l'effetto non è inferiore a 5.5 e non è superiore a 34.5 mmHg).

Tuttavia questa affermazione non è certa, ma la probabilità (confidenza) che sia vera è del 90%

Si noti che l'intervallo di confidenza **non contiene lo 0**:

- quindi la probabilità che la sostanza **F** sia inattiva è inferiore all' 5%
- questo è **coerente con l'esito del test di ipotesi**