## Università degli Studi di Napoli "Parthenope"

Corso di Laurea in Statistica e Informatica per l'Azienda, la Finanza e le Assicurazioni (SIAFA)

# STATISTICA II MODULO

Sergio LONGOBARDI Iongobardi @uniparthenope.it

# Test d'ipotesi su campioni indipendenti provenienti da due popolazioni

Si è interessati a comparare dei parametri di due popolazioni sulla base dell'osservazione di due campioni indipendenti

#### **TEST**

MedieVarianze

Popolazioni con distribuz. normale

• Proporzioni



Popolazione con distribuz. Bernoulliana

Test sulle medie 
$$\mu_1$$
 e  $\mu_2$ 

Si assume che:  $X_1 \sim (\mu_1; \sigma^2_1)$  e  $X_2 \sim (\mu_2; \sigma^2_2)$ 

## Ipotesi da verificare:

1. 
$$H_0$$
:  $\mu_1 = \mu_2$   $H_1$ :  $\mu_1 > \mu_2$ 

2. 
$$H_0$$
:  $\mu_1 = \mu_2$   $H_1$ :  $\mu_1 < \mu_2$ 

3. 
$$H_0$$
:  $\mu_1 = \mu_2$   $H_1$ :  $\mu_1 \neq \mu_2$ 

Il test viene effettuato considerando la differenza tra le due medie di conseguenza le ipotesi da verificare diventano:

1. 
$$H_0$$
:  $\mu_1$ - $\mu_2$ =0  $H_1$ :  $\mu_1$ - $\mu_2$ >0

2. 
$$H_0$$
:  $\mu_1$ - $\mu_2$ =0  $H_1$ :  $\mu_1$ - $\mu_2$ <0

3. 
$$H_0$$
:  $\mu_1 - \mu_2 = 0$   $H_1$ :  $\mu_1 - \mu_2 \neq 0$ 

Si considera lo <u>stimatore differenza</u> dato dalla differenza tra le due medie campionarie:

$$\overline{X}_1 - \overline{X}_2 \sim N \left( 0, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} \right)$$



$$Z = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0,1)$$

#### Test per medie nel caso di Popolazioni normali e VARIANZE NOTE

Statistica test e distribuzione sotto l'ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2$ 

$$Z = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

Con  $\sigma_1^2$  e  $\sigma_2^2$  che indicano il valore delle varianze nelle due popolazioni e con  $n_1$  e  $n_2$  le dimensioni dei due campioni.

Ipotesi alternativa	Regione di rifiuto
$H_1: \ \mu_1 > \mu_2$	$Z \ge z_{\alpha}$
$H_1: \mu_1 < \mu_2$	$Z \leq -z_{\alpha}$
$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$	$ Z  \ge z_{\alpha/2}$

## Esempio

#### Test sulle medie di campioni indipendenti varianze note

Si vuole verificare l'efficacia di una campagna promozionale condotta da una catena alberghiera. A tal scopo si considerano due campioni di alberghi, con lo stesso numero di camere, il primo campione estratto tra gli alberghi in cui è stata effettuata la campagna promozionale ed il secondo estratto tra quelli in cui non è stata attuata nessuna promozione. Si vuole verificare (con un α=5%) se nel mese in cui è stata attuata la campagna promozionale si è verificato un incremento del numero dei clienti.

#### Test sulle medie di campioni indip. varianze note

Il primo campione è composto da  $n_1$ =15 con una media di clienti pari a 1700, mentre il secondo campione di ampiezza  $n_2$ =12 ha registrato un numero medio di clienti paria a 1650. Si suppone che la varianza del numero di clienti è uguale per le due popolazioni ed è pari a 800. Il sistema d'ipotesi da verificare è il seguente:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$
 $H_1: \mu_1 > \mu_2 > 0$ 
 $H_1: \mu_1 - \mu_2 > 0$ 

Si calcola la statistica test

$$Z = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} = \frac{1700 - 1650}{\sqrt{800/15 + 800/12}} = 4,56$$

Per  $\alpha$ =0,05 si ottiene che : $z_{0,05}$ =1,645

e quindi poiché  $Z \ge z_{\alpha}$  (4,56>1,645) si rifiuterà l'ipotesi nulla e si conclude che la campagna promozionale ha comportato un incremento dei clienti.

# Test per medie nel caso di Popolazioni normali e VARIANZE IGNOTE E UGUALI

Statistica test e distribuzione sotto l'ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu_1 = \mu_2$ 

$$T = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{S_p^2(1/n_1 + 1/n_2)}} \sim t\text{-}Student(n_1 + n_2 - 2)$$

Con  $S_p^2$  che indica lo stimatore congiunto della varianza, ossia:

Varianza pooled, media ponderata rispetto ai gradi di libertà degli stimatori corretti



$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

Ipotesi alternativa	Regione di rifiuto
$H_1: \mu_1 > \mu_2$	$T \ge t_{\alpha}$
$H_1: \ \mu_1 < \mu_2$	$T \leq -t_{\alpha}$
$H_1: \ \mu_1 \neq \mu_2$	$ T  \ge t_{\alpha/2}$

## Test d'ipotesi sulle medie di campioni indipendenti varianze ignote e uguali

Esercizio tratto da *Borra, Di Ciaccio* pag.376-377

Si vuole verificare l'efficacia di un trattamento per il controllo della pressione sanguigna, vengono esaminati due campioni di individui con pressione sanguigna elevata. Il primo gruppo è composto da  $n_1=15$  individui sottoposti al trattamento mentre il secondo gruppo di  $n_2=12$  individui è stato trattato con un placebo. Si vuole verificare l'ipotesi

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$
  $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$   $H_1: \mu_1 - \mu_2 < 0$ 

Sulla base dei seguenti dati campionari:

 $X_1$ = (155, 128, 130, 140, 10'6, 158, 130, 150, 145, 135, 128, 146, 122, 130, 135)

 $X_2$ = (146, 169, 167, 176, 169, 188, 158, 175, 180, 185, 178, 156)

Si suppone che la varianza del numero di clienti è uguale per le due popolazioni ma è incognita. Si calcolano quindi le medie campionarie e le varianze campionarie corrette:

 $X_1$ = (155, 128, 130, 140, 106, 158, 130, 150, 145, 135, 128, 146, 122, 130, 135)

 $X_2$ = (146, 169, 167, 176, 169, 188, 158, 175, 180, 185, 178, 156)

Le *medie campionarie* risultano 'pari a:

$$\overline{x}_1 = 135,87$$
  $\overline{x}_2 = 170,58$ 

Le *varianze campionarie corrette* risultano 'pari a:

$$s_1^2 = 183,7$$
  $s_2^2 = 154,27$ 

La *stima congiunta della varianza* s<sup>2</sup><sub>p</sub> è pari a:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{(15 - 1)183,7 + (12 - 1)154,27}{15 + 12 - 2} = 170,75$$

#### Test d'ipotesi sulla media di campioni indip. *varianze ignote*

Avendo calcolato la varianza congiunta si calcola la statistica test t:

$$T = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{S_p^2 (1/n_1 + 1/n_2)}} = \frac{135,87 - 170,58}{\sqrt{170,75 \left(\frac{1}{15} + \frac{1}{12}\right)}} = -6,86$$

Fissato un  $\alpha$ =0,01 con 25 gradi di liberta (g) si ottiene che -t<sub>0,01</sub>=-2,485 e quindi poiché  $T \leq -t_{\alpha}$  (-6,86<-2,48) si rifiuterà l'ipotesi nulla e si conclude che il trattamento ha comportato una diminuzione della pressione sanguigna.

La verifica d'ipotesi riguardante l'uguaglianza tra le varianze di popolazioni indipendenti è detta anche ipotesi di omoschedasticità. Analogamente al test sulle medie le ipotesi da verificare sono le seguenti:

## Ipotesi da verificare:

1. 
$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$
  $H_1: \sigma^2_1 > \sigma^2_2$ 

2. 
$$H_0$$
:  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$   $H_1$ :  $\sigma^2_1 < \sigma^2_2$ 

3. 
$$H_0$$
:  $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$   $H_1$ :  $\sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$ 

Ponendo  $\sigma_R^2 = \sigma_1^2 / \sigma_2^2$  il sistema di ipotesi da testare diventa il seguente

Ipotesi da verificare:

1. 
$$H_0$$
:  $\sigma^2_R = 1$   $H_1$ :  $\sigma^2_R > 1$ 

2.  $H_0$ :  $\sigma^2_R = 1$   $H_1$ :  $\sigma^2_R < 1$ 

3.  $H_0$ :  $\sigma^2_R = 1$   $H_1$ :  $\sigma^2_R \ne 1$ 

La statistica test da utilizzare, con l'assunzione di normalità delle due popolazioni, è la seguente:

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} \sim f - \text{Fisher}(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

Dopo aver calcolato la statistica test si procede utilizzando i valori della F di Fischer riportati sulle apposite tavole (Borra di Ciaccio pag.497-501)

Ipotesi alternativa	Regione di rifiuto
$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$	$S_1^2/S_2^2 \ge f_{\alpha}$
$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$S_1^2 / S_2^2 \le f_{1-\alpha}$
$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$S_1^2 / S_2^2 \le f_{1-\alpha/2}$ $S_1^2 / S_2^2 \ge f_{\alpha/2}$

Per valori della F non riportati sulle tavole si può utilizzare la seguente relazione:

$$f_{1-a/2} = \frac{1}{f_{a/2}^*}$$

Dove  $f_{1-a/2}$  indica il valore critico inferiore di una F di fisher con  $n_1$ 1 e n<sub>2</sub>-1 gradi di libertà mentre f\*<sub>a/2</sub> indica il valore critico superiore di una F di fisher con n<sub>2-</sub>1 e n₁-1 gradi di libertà (si invertono i gradi di lib.)

Si vuole verificare la variabilità del prezzo di un genere alimentare in due diversi mercati. Nel primo mercato su un campione di n₁=10 prezzi si calcola una varianza campionaria corretta pari a S<sup>2</sup><sub>1</sub>=225,5; nel secondo mercato su un campione di n<sub>2</sub>=8 prezzi la varianza camp. corretta risulta pari a  $S_2^2=180,4$ . si vuole verificare il seguente sistema d'ipotesi:

$$H_0: \sigma^2_1 = \sigma^2_2$$

$$H_1: \sigma^2_1 \neq \sigma^2_2$$

Si calcola la statistica test:

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{225,5}{180,4} = 1,25$$

Essendo l'ipotesi alternativa bidirezionale, si confronta il valore della statistica test con i valori della F di Fisher  $f_{1-a/2}$  e  $f_{a/2}$ . Per  $\alpha$ =5% il valore  $f_{0,025}$  con gradi di libertà pari a 9 ( $n_1$ -1) e 7 ( $n_2$ -1)

è uguale a 4,82, mentre il valore f<sub>0.975</sub> è pari a 0,238

Il valore  $f_{0,975}$  non è presente sulle tavole e quindi si utilizza la trasformazione:

$$f_{1-a/2} = \frac{1}{f_{a/2}^*}$$
  $f_{0,975} = \frac{1}{f_{0,025}^*} = \frac{1}{4,20} = 0,238$ 

Poiché il valore della statistica test (1,25) risulta compreso tra  $f_{1-a/2}$  e  $f_{a/2}$  accetteremo l'ipotesi nulla che prevede l'uguaglianza delle varianze.

È possibile effettuare un test sulle proporzioni provenienti da due popolazioni bernoulliane. Il sistema d'ipotesi analogamente al test sulle medie può essere espresso come differenza tra le due proporzioni:

1. 
$$H_0$$
:  $\pi_1$ -  $\pi_2$ =0  $H_1$ :  $\pi_1$ -  $\pi_2$ >0  
2.  $H_0$ :  $\pi_1$ -  $\pi_2$ =0  $H_1$ :  $\pi_1$ -  $\pi_2$ <0

2. 
$$H_0$$
:  $\Pi_1$ -  $\Pi_2$ =0  $H_1$ :  $\Pi_1$ -  $\Pi_2$ <0

3. 
$$H_0: \pi_1 - \pi_2 = 0$$
  $H_1: \pi_1 - \pi_2 \neq 0$ 

La statistica test al tendere di  $n_1$  e  $n_2$  a infinito si distribuisce come una Z sotto l'ipotesi nulla  $H_0$ :  $\pi_1$ -  $\pi_2$ =0:

$$Z = \frac{\overline{X}_{1} - \overline{X}_{2}}{\sqrt{\overline{X}_{p}(1 - \overline{X}_{p})(1/n_{1} + 1/n_{2})}} \sim N(0, 1)$$

 $X_p$  rappresenta lo stimatore congiunto della proporzione:

$$\overline{X}_p = \frac{n_1 \overline{X}_1 + n_2 \overline{X}_2}{n_1 + n_2}$$

Ipotesi alternativa	Regione di rifiuto
$H_1: \pi_1 > \pi_2$	$Z \ge z_{\alpha}$
$H_1: \pi_1 < \pi_2$	$Z \leq -z_{\alpha}$
$H_1: \pi_1 \neq \pi_2$	$ Z  \ge z_{\alpha/2}$

#### **Esempio**

Si vuole confrontare il tasso di occupazione delle persone con laurea in legge  $(\pi_1)$  con quelle laureate in economia  $(\pi_2)$ . L'ipotesi alternativa da testare è che i laureati in legge presentano un tasso di occupazione minore.

$$H_0: \ \pi_1 = \pi_2$$
 $H_1: \ \pi_1 < \pi_2$ 

Si estraggono due campioni casuali il primo, dei laureati in legge, è composto da  $n_1$ =80 laureati, il secondo è composto da  $n_2$ =120 laureati in economia. Nel primo campione (laurea in legge) 59 laureati sono occupati mentre nel secondo campione risultano occupati 93 laureati.

20

## **Esempio**

La proporzione di occupati tra i laureati in legge è pari a 59/80=0,738, mentre quella dei laureati in economia è pari a 93/120=0,775. Lo stimatore congiunto di  $\pi$  è pari a :

$$\overline{X}_p = \frac{n_1 \overline{X}_1 + n_2 \overline{X}_2}{n_1 + n_2} = \frac{80 \cdot 0,738 + 120 \cdot 0,775}{80 + 120} = 0,76$$

La statistica test risulta pari a:

$$Z = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\overline{X}_p (1 - \overline{X}_p)(1/n_1 + 1/n_2)}} = \frac{0,738 - 0,775}{\sqrt{0,76(1 - 0,76) \left(\frac{1}{80} + \frac{1}{120}\right)}} = -0,6$$

Al livello a=5% si ottiene  $-z_{0,05}$ =-1,645. Il valore della statistica test risulta maggiore di  $z_a$  (-0,6>-1,645) per cui si accetta  $H_0$  (uguaglianza tra i due tassi).

#### Test d'indipendenza

Per verificare l'indipendenza tra due caratteri si può ricorrere

#### all'indice di associazione Chi-quadrato di Pearson

$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{H} \sum_{j=1}^{K} \frac{(n_{ij} - n'_{ij})^{2}}{n'_{ij}}$$

Si può dimostrare che questo indice si distribuisce asintoticamente come una chi quadrato con (k-1)(h-1) gradi di libertà.

Di conseguenza è possibile verificare se sussiste indipendenza tra i due caratteri impostando un test d'ipotesi come il seguente:

H<sub>0</sub>: p<sub>ij</sub>=p<sub>i</sub>p<sub>j</sub> (indipendenza tra i caratteri)

H₁: p¡≠p¡pp¡ (dipendenza tra i caratteri)

#### Test d'indipendenza

Per effettuare il test si calcola l'indice chi quadrato (statistica test) e si confronta con i valori di una chi quadrato con k-1 e h-1 gradi di libertà per un dato livello di α

Ipotesi alternativa	Regione di rifiuto	
$H_1: p_{ij} \neq p_i p_j$	$\chi^2 \ge \chi^2_{\alpha}$	

Dove  $\chi^2_a$  indica il valore della chi quadrato con (K-1) x (H-1) gradi di libertà per il quale

$$P(\chi^2 \ge \chi^2_a) = \alpha$$

#### Test d'indipendenza

In un'indagine di marketing (139 interviste) si è chiesto di indicare la preferenza tra 3 alimenti liquidi e 3 alimenti solidi da consumare al mattino a colazione:

	Biscotti	Merendina	Fette biscottate	Totale
Caffelatte	45	8	5	58
Tè	7	5	31	43
Succo di frutta	5	27	6	38
Totale	57	40	42	139

La statistica test vale:  $\chi^2 = 101,57$ 

Ponendo α=0,01 il valore critico per la distribuzione Chi-quadrato con (3-1)(3-1)=4 gradi di libertà è:

$$\chi_{0.01}^2 = 13,227$$

Si rifiuta quindi l'ipotesi nulla di indipendenza tra i due caratteri.

Il p-value viene anche definito come livello di significatività osservato in quanto rappresenta il valore più piccolo di a per il quale il campione porta a rifiutare l'ipotesi nulla.

Quanto più il p-value è vicino a zero, tanto più è forte l'evidenza fornita dai dati contro l'ipotesi nulla in direzione dell'ipotesi alternativa.

Per calcolare il p-value, rispetto ad una statistica test Z, si può considerare:

$$p$$
-value=1- $\Phi(Z)$ 

#### Esempio con Test su media

Si ipotizza di testare la seguente ipotesi relativamente alla media di una popolazione la cui varianza è pari a 25

 $H_0$ :  $\mu$ =30

 $H_1$ :  $\mu$ >30

Si estrae un campione di ampiezza n=150 e la media campionaria risulta pari a 30,8.

$$\overline{X} \sim N(30, \frac{25}{150}) \rightarrow Z = \frac{\overline{X} - 30}{\sqrt{25/150}} = 1.96$$

La regione di rifiuto con un a=5% è costituita dai valori superiori a 1,645 e quindi si rifiuta l'ipotesi nulla ( $H_0$ :  $\mu$ =30)

$$z=1,96$$

$$z=1,96$$

$$z=1,96$$

$$z=1,96$$

$$z=1,96$$

$$z=1,645$$

Riprendiamo la definizione: «Il p-value viene anche definito come livello di significatività osservato in quanto rappresenta il valore più piccolo di a per il quale il campione porta a rifiutare l'ipotesi nulla.»

$$p$$
-value=1- $\Phi$ (1,96)=0,025=2,5%

Di conseguenza osservare un p-value =2,5% vuol dire che si accetterà Ho se si effettua il test per valori di a<2,5% viceversa viene rifiutata Ho per qualsiasi a≥ 2,5%

$$z_{a=5\%}=1,645$$
 Rifiuto  $H_0$   
 $z=1,96$  
$$z_{a=1\%}=2,33$$
 Accetto  $H_0$ 

Riprendiamo la definizione: «Il p-value viene anche definito come livello di significatività osservato in quanto rappresenta il valore più piccolo di a per il quale il campione porta a rifiutare l'ipotesi nulla.»

$$p$$
-value=1- $\Phi$ (1,96)=0,025=2,5%

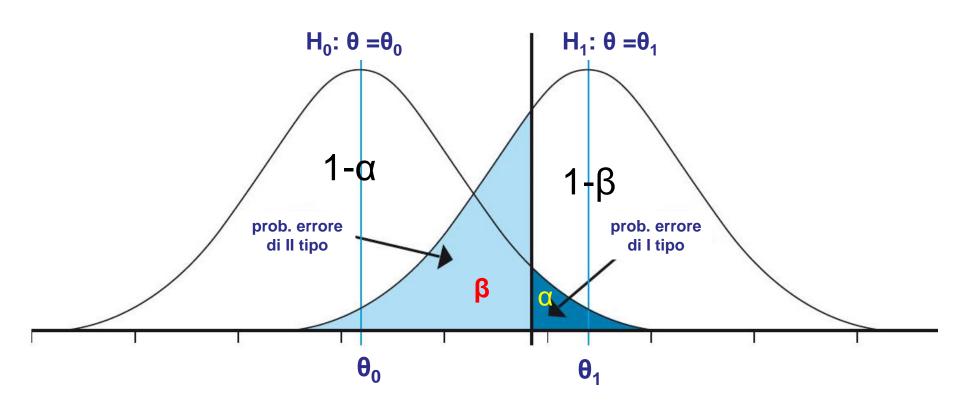
Di conseguenza osservare un p-value =2,5% vuol dire che si accetterà Ho se si effettua il test per valori di a<2,5% viceversa viene rifiutata Ho per qualsiasi a≥ 2,5%

#### Errore del I e II tipo

Si commette un <u>errore del I tipo</u> quando si rifiuta l'ipotesi nulla mentre questa è vera

Si commette un <u>errore del II tipo</u> quando si accetta l'ipotesi nulla mentre questa è falsa

## Errore del I e II tipo



## Errore del I e II tipo

	Decisione		
	Accetto H <sub>0</sub>	Rifiuto H <sub>0</sub>	
H <sub>0</sub> è vera	Corretta 1-a	errore del I tipo a	
H <sub>0</sub> è falsa	errore del II tipo β	Corretta 1-β	