

STATISTICA

VERIFICA D'IPOTESI - 2

Verifica d'ipotesi: p

(X_1, \dots, X_n) campione aleatorio $bern(p)$, $np_0 \geq 5$ & $n(1 - p_0) \geq 5$

H_0

H_1

si rifiuta H_0 se:

$$p = p_0$$

$$p \neq p_0$$

$$\left| \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} \right| > z_{\alpha/2}$$

$$p = p_0$$

$$p > p_0$$

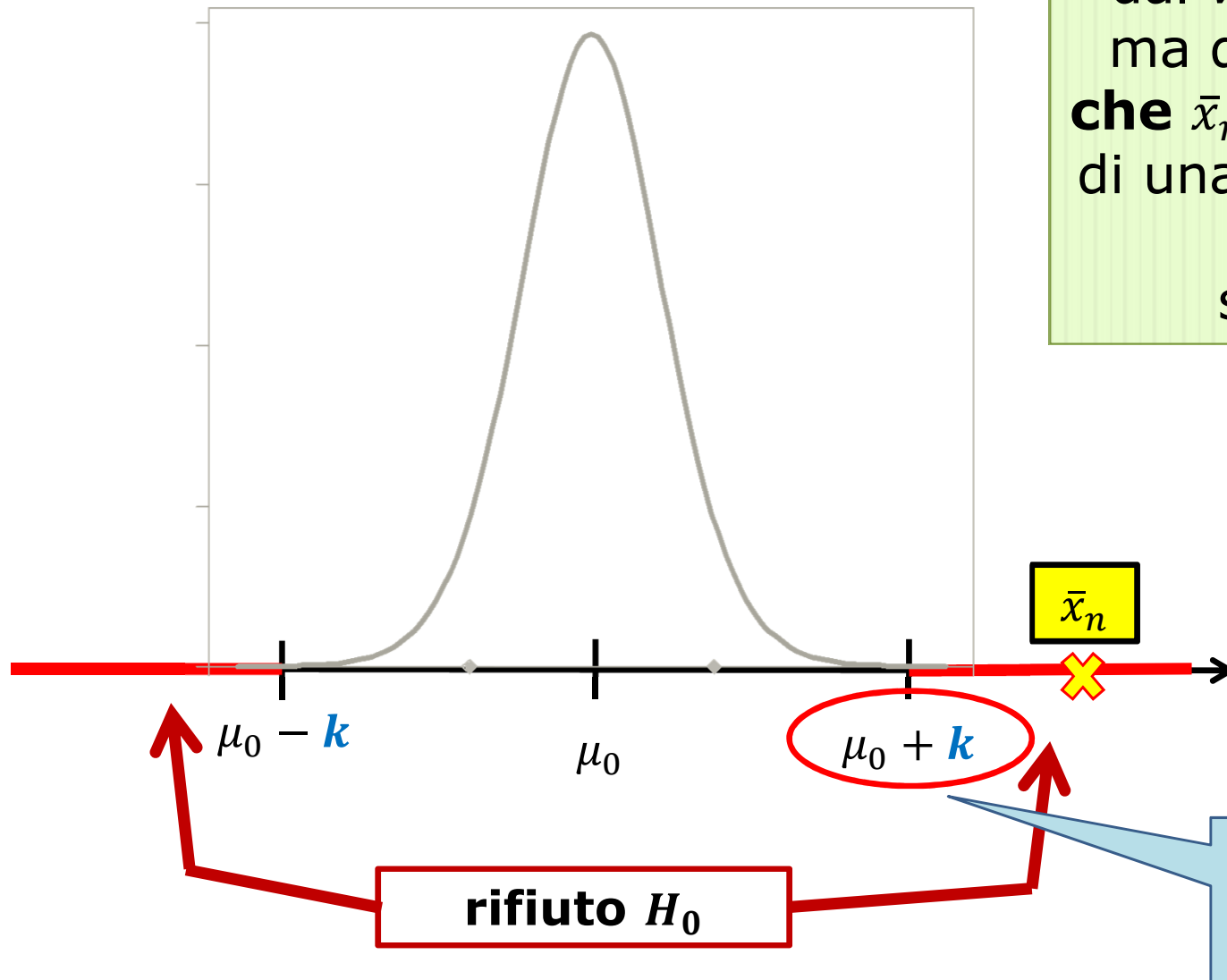
$$\frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_{\alpha}$$

$$p = p_0$$

$$p < p_0$$

$$\frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_{\alpha}$$

Il rifiuto non dipende dal *valore* di \bar{x}_n in sè, ma dalla **probabilità** che \bar{x}_n sia più estremo di una certa soglia, cioè dal livello di significatività



Test bilatero

rifiuto H_0

VALORE CRITICO

Prob. di finire nella zona rossa = α , livello di significatività

Esercizio 4

Vogliamo verificare che una moneta sia effettivamente equilibrata. La lanciamo 500 volte ottenendo un numero di T pari a 274. Sottoporre a verifica l'ipotesi nulla che la moneta sia equilibrata, al livello dell'1%.

Esercizio 4

Vogliamo verificare che una moneta sia effettivamente equilibrata. La lanciamo 500 volte ottenendo un numero di T pari a 274. Sottoporre a verifica l'ipotesi nulla che la moneta sia equilibrata, al livello dell'1%.

(X_1, \dots, X_{500}) , i.i.d $b(p)$

$H_0 : p = p_0 = 0.5$ $H_1 : p \neq 0.5$

$$\left| \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \right| = \left| \frac{\frac{274}{500} - 0.5}{\sqrt{0.5 \times 0.5/500}} \right| = \left| \frac{0.548 - 0.5}{0.02236068} \right| = \frac{0.048}{0.02236068} = 2.10$$

Esercizio 4

Vogliamo verificare che una moneta sia effettivamente equilibrata. La lanciamo 500 volte ottenendo un numero di T pari a 274. Sottoporre a verifica l'ipotesi nulla che la moneta sia equilibrata, al livello dell'1%.

(X_1, \dots, X_{500}) , i.i.d $b(p)$

$H_0 : p = p_0 = 0.5$ $H_1 : p \neq 0.5$

$$\left| \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \right| = \left| \frac{\frac{274}{500} - 0.5}{\sqrt{0.5 \times 0.5/500}} \right| = \left| \frac{0.548 - 0.5}{0.02236068} \right| = \frac{0.048}{0.02236068} = 2.10$$

$$z_{0.01/2} = 2.5758$$

Esercizio 4

Vogliamo verificare che una moneta sia effettivamente equilibrata. La lanciamo 500 volte ottenendo un numero di T pari a 274. Sottoporre a verifica l'ipotesi nulla che la moneta sia equilibrata, al livello dell'1%.

$(X_1, \dots, X_{500}), \text{ i.i.d } b(p)$

$H_0 : p = p_0 = 0.5 \quad H_1 : p \neq 0.5$

$$\left| \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \right| = \left| \frac{\frac{274}{500} - 0.5}{\sqrt{0.5 \times 0.5/500}} \right| = \left| \frac{0.548 - 0.5}{0.02236068} \right| = \frac{0.048}{0.02236068} = 2.10$$

$$z_{0.01/2} = 2.5758$$

$2.10 < 2.5758.96 \Rightarrow$ **non rifiuto** al livello dell'1% l'ipotesi nulla

Esercizio 4

Vogliamo verificare che una moneta sia effettivamente equilibrata. La lanciamo 500 volte ottenendo un numero di T pari a 274. Sottoporre a verifica l'ipotesi nulla che la moneta sia equilibrata, al livello dell'1%.

$$(X_1, \dots, X_{500}), \text{ i.i.d } b(p) \quad H_0 : p = p_0 = 0.5 \quad H_1 : p \neq 0.5$$

$$\left| \frac{\hat{p}_n - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \right| = \left| \frac{\frac{274}{500} - 0.5}{\sqrt{0.5 \times 0.5/500}} \right| = \left| \frac{0.548 - 0.5}{0.02236068} \right| = \frac{0.048}{0.02236068} = 2.10$$

$$z_{0.01/2} = 2.5758$$

$2.10 < 2.5758.96 \Rightarrow$ **non rifiuto** al livello dell'1% l'ipotesi nulla

E al livello del 5% si potrebbe rifiutare?

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

a) Costruire un intervallo di confidenza del 95% per la spesa media mensile familiare per alimentari e bevande alcoliche nella popolazione di riferimento.

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

a) Costruire un intervallo di confidenza del 95% per la spesa media mensile familiare per alimentari e bevande alcoliche nella popolazione di riferimento.

X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d

$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

o TLC

$$\left(\bar{X}_n - t(n-1)_{\alpha/2} \times \sqrt{\frac{S_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t(n-1)_{\alpha/2} \times \sqrt{\frac{S_n^2}{n}} \right)$$

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

a) Costruire un intervallo di confidenza del 95% per la spesa media mensile familiare per alimentari e bevande alcoliche nella popolazione di riferimento.

X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d

$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

o TLC

$$\left(\bar{X}_n - t(n-1)_{\alpha/2} \times \sqrt{\frac{S_n^2}{n}}, \bar{X}_n + t(n-1)_{\alpha/2} \times \sqrt{\frac{S_n^2}{n}} \right)$$

$$\left(\bar{x}_{1200} - z_{0.05/2} \times \frac{73.75}{\sqrt{1200}}, \bar{x}_{1200} + z_{0.05/2} \times \frac{73.75}{\sqrt{1200}} \right) =$$
$$\left(445.10 - 1.96 \times \frac{73.75}{\sqrt{1200}}, 445.10 + 1.96 \times \frac{73.75}{\sqrt{1200}} \right) = (440.93, 449.27)$$

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

b) Secondo gli ultimi dati ISTAT, del 2014, la spesa media mensile di una famiglia italiana per alimentari e bevande non alcoliche è stata di 436.06€ (*). **Il campione contiene abbastanza evidenza per poter affermare, ad un livello di significatività del 5%, che la spesa familiare media mensile delle famiglie italiane per questo settore è aumentata?**

(*) ISTAT- La spesa per i consumi delle famiglie. Comunicato 8 luglio 2015.

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

b) Secondo gli ultimi dati ISTAT, del 2014, la spesa media mensile di una famiglia italiana per alimentari e bevande non alcoliche è stata di 436.06€. **Il campione contiene abbastanza evidenza per poter affermare, ad un livello di significatività del 5%, che la spesa familiare media mensile delle famiglie italiane per questo settore è aumentata?**

X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d

$$H_0 : \mu = \mu_0 = 436.06 \quad H_1 : \mu > 436.06$$

$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

o TLC

$$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > t(n-1)_\alpha$$

Esercizio 5

La spesa media per alimentari e bevande non alcoliche in un campione di 1200 famiglie, nel 2016, è risultata di 445.10€ con una deviazione standard di 73.75 €.

b) Secondo gli ultimi dati ISTAT, del 2014, la spesa media mensile di una famiglia italiana per alimentari e bevande non alcoliche è stata di 436.06€. Il campione contiene abbastanza evidenza per poter affermare, ad un livello di significatività del 5%, che la spesa familiare media mensile delle famiglie italiane per questo settore è aumentata?

X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d

$$H_0 : \mu = \mu_0 = 436.06 \quad H_1 : \mu > 436.06$$

$X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$

o TLC

$$\frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} > t(n-1)_\alpha$$

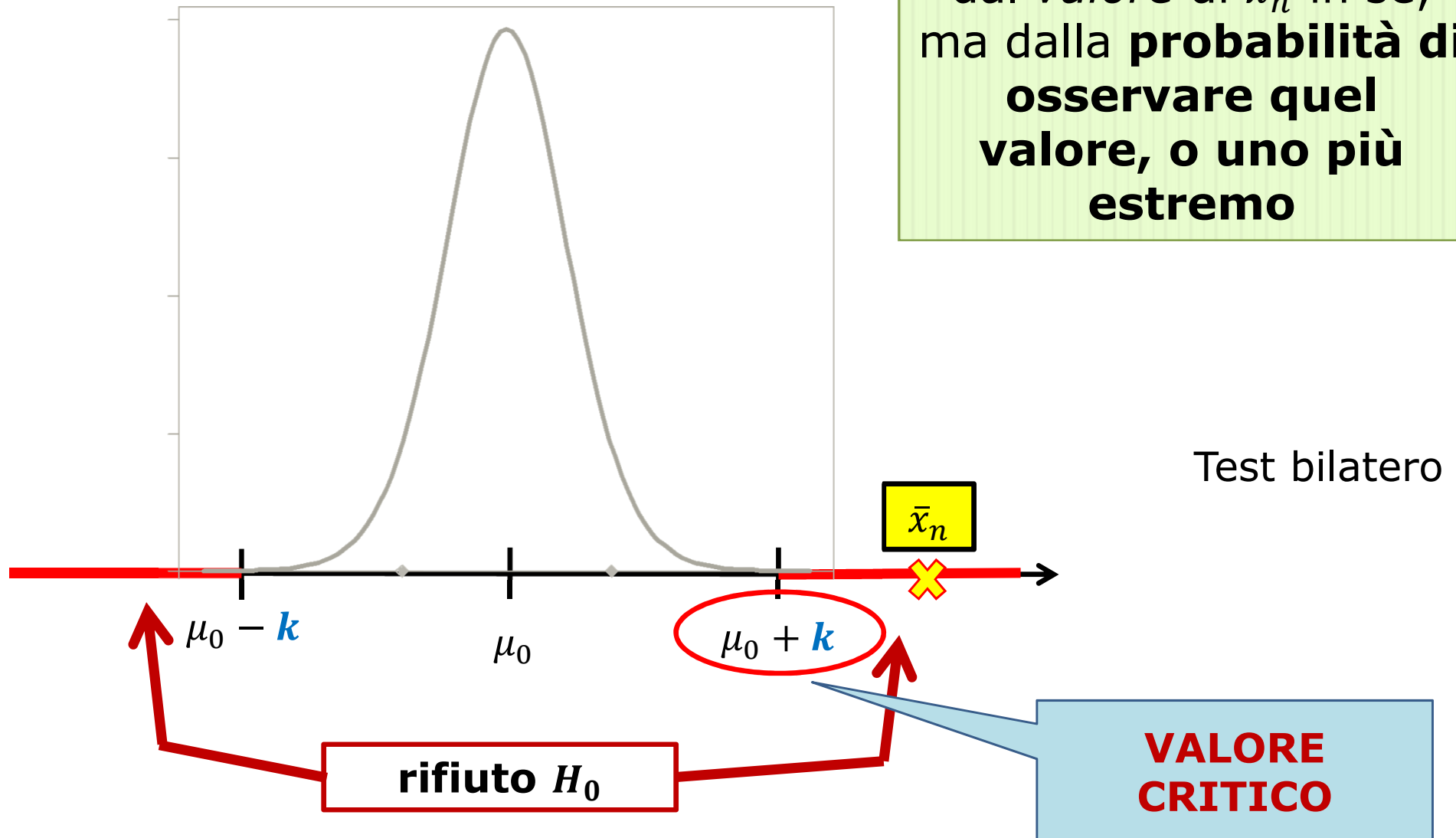
$$\frac{445.10 - 436.06}{73.75/\sqrt{1200}} = 4.25$$

$$(n = 1200) \\ = z_{0.05} = 1.645$$

SI', al livello del 5%

Il *p-value*

Il rifiuto non dipende dal *valore* di \bar{x}_n in sè, ma dalla **probabilità di osservare quel valore, o uno più estremo**

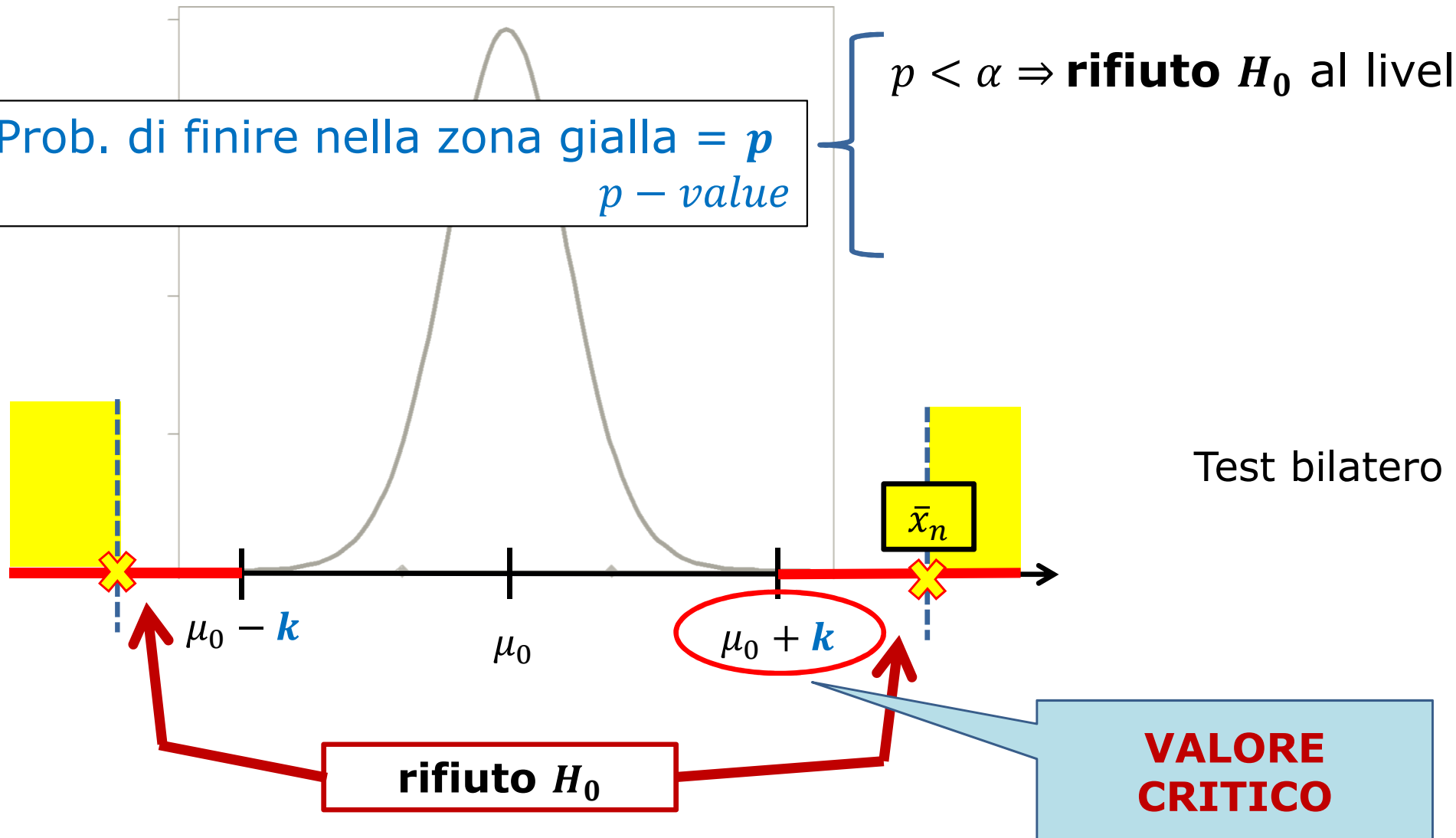


Prob. di finire nella zona rossa = α , livello di significatività

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p-value

$p < \alpha \Rightarrow$ **rifiuto H_0** al livello α



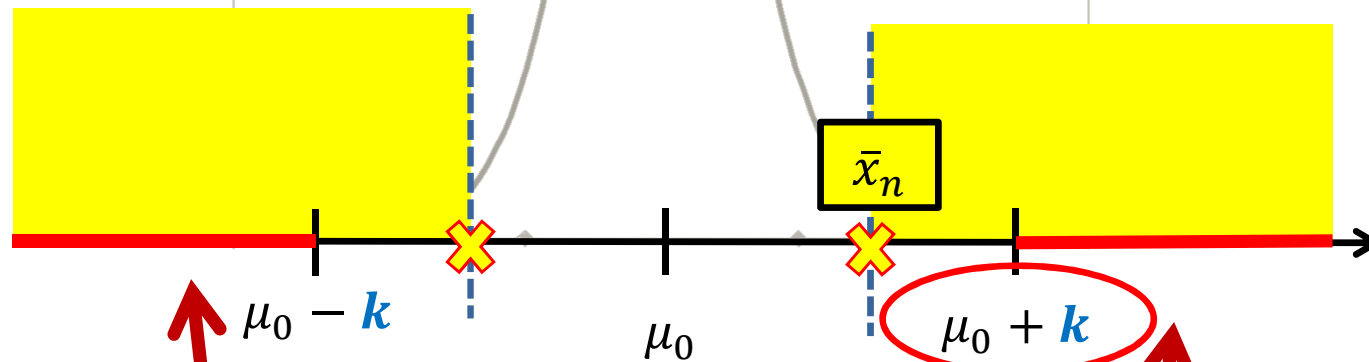
Prob. di finire nella zona rossa = α , livello di significatività

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p-value

$p < \alpha \Rightarrow$ **rifiuto** H_0 al livello α

$p \geq \alpha \Rightarrow$ **non rifiuto** H_0
al livello α



Test bilatero

rifiuto H_0

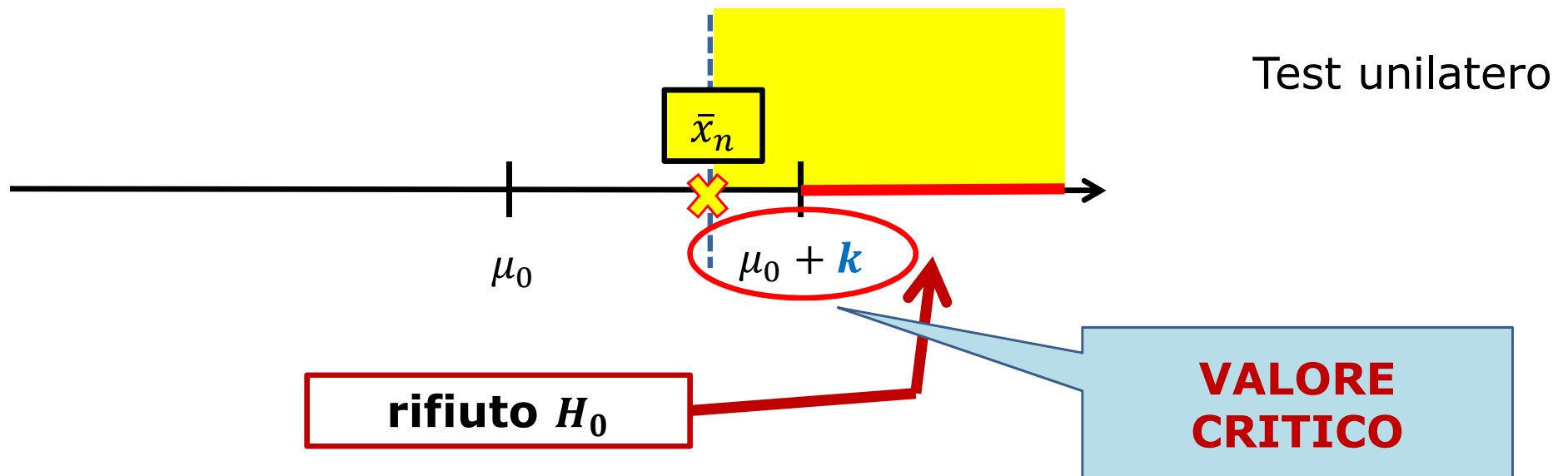
**VALORE
CRITICO**

Prob. di finire nella zona rossa = α , livello di significatività

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p-value

$p < \alpha \Rightarrow$ **rifiuto** H_0 al livello α
 $p \geq \alpha \Rightarrow$ **non rifiuto** H_0
al livello α



Prob. di finire nella zona rossa = α , livello di significatività

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \mathbf{rifiuto} H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \mathbf{non rifiuto} H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age ($p = 0.98$) was not statistically significant.”

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age (98) was not statistically significant.”

è stato fatto un test, $p < \alpha = 0.05 \Rightarrow$ si rifiuta l'ipotesi nulla (che genere del paziente e sito del melanoma non siano fattori rilevanti) al livello $\alpha = 0.05$

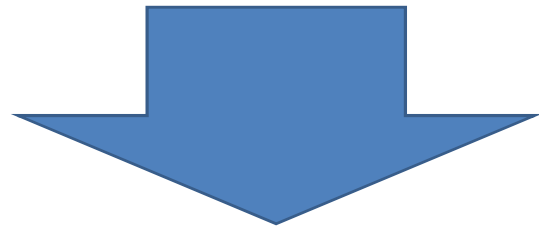
Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age ($p = 0.98$) was not statistically significant.”



è stato fatto un test, $p > \alpha = 0.05 \Rightarrow$ non si può rifiutare l'ipotesi nulla (che l'età del paziente non sia un fattore rilevante) al livello $\alpha = 0.05$

Il p -value

Prob. di finire nella zona gialla = p
 p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age (98) was not statistically significant.”

è stato fatto un test, $p < \alpha = 0.01 \Rightarrow$ si rifiuta l'ipotesi nulla (che genere del paziente e sito del melanoma non siano fattori rilevanti) al livello $\alpha = 0.01$

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age (98) was not statistically significant.”

è stato fatto un test, $p < \alpha = 0.001 \Rightarrow$????????

Il *p*-value

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age (98) was not statistically significant.”

è stato fatto un test, $p < \alpha = 0.001 \Rightarrow$????????

Si rifiuta l'ipotesi che il genere del paziente sia irrilevante al livello $\alpha = 0.001$

NON si rifiuta l'ipotesi che il sito del melanoma sia irrilevante al livello $\alpha = 0.001$ ($0.002 \geq 0.001$)

Il *p-value*

Prob. di finire nella zona gialla = p
p - value

$$p \in (0,1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} p < \alpha \Rightarrow \text{rifiuto } H_0 \text{ al livello } \alpha \\ p \geq \alpha \Rightarrow \text{non rifiuto } H_0 \\ \text{al livello } \alpha \end{array} \right.$$

“... the sex of patients and site of melanoma also were statistically significant ($p = 0.00001$ and 0.002 respectively), whereas age (98) was not statistically significant.”

è stato fatto un test, $p < \alpha =$

Più il *p - value* è piccolo e più è forte la significatività del test, cioè l'evidenza **contro** H_0 .

Si rifiuta l'ipotesi che il genere del paziente sia irrilevante al livello $\alpha = 0.001$

NON si rifiuta l'ipotesi che il sito del melanoma sia irrilevante al livello $\alpha = 0.001$ ($0.002 \geq 0.001$)

Esercizio 7

“Swiss-wide the month May to October show significantly increasing trends of rainfall erosivity for the observed period ($p < 0.005$). Only in February a significantly decreasing trend of rainfall erosivity is found ($p < 0.01$).”

Esercizio 7

“Swiss-wide the month May to October show **significantly increasing trends of rainfall erosivity for the observed period ($p < 0.005$)**. Only in February a significantly decreasing trend of rainfall erosivity is found ($p < 0.01$).”

H_0 : assenza di trend crescente

H_1 : presenza di trend crescente ←

Rifiutiamo H_0 al livello: $\alpha = 0.05$?

$\alpha = 0.01$?

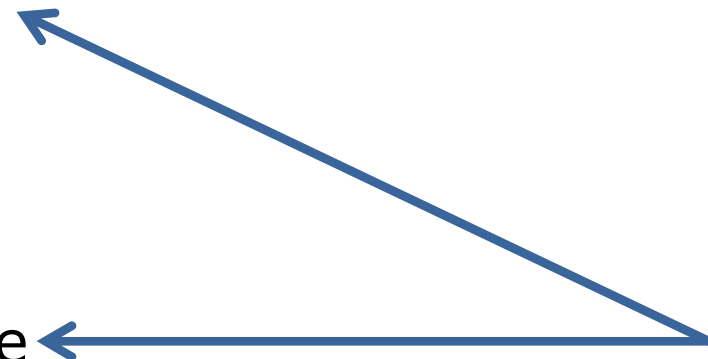
$\alpha = 0.001$?

Esercizio 7

“Swiss-wide the month May to October show significantly increasing trends of rainfall erosivity for the observed period ($p < 0.005$). Only in February a significantly decreasing trend of rainfall erosivity is found ($p < 0.01$).”

H_0 : assenza di trend decrescente

H_1 : presenza di trend decrescente



Rifiutiamo H_0 al livello: $\alpha = 0.05$?

$\alpha = 0.01$?

$\alpha = 0.001$?

Facciamo un salto indietro...

Era il 10/11

Sottinteso c'è un test:
 $H_0 : p = 0.04, H_1 : p \neq 0.04$

Es. 14 p. 136

In un test clinico sul Viagra è emerso che il 4% delle unità nel gruppo del placebo ha sofferto di mal di testa.

b) Applicando lo stesso tasso al gruppo del Viagra, determinare la prob. che su 8 soggetti che utilizzino il Viagra tutti lamentino il mal di testa.

$$X \sim \text{Bin}(8, 0.04)$$

$$P(X = 3) = \binom{8}{3} 0.04^3 (1 - 0.04)^5 = \frac{8 \times 7 \times 6}{3 \times 2} \times 0.000064 \times 0.815374 = \\ = 0.002922296 \approx 0.003$$

$$P(X = 8) = \binom{8}{8} 0.04^8 (1 - 0.04)^0 = 1 \times (6.55 \times 10^{-12}) \times 1 \approx 0$$

Facciamo un test binomiale

Era il 10/11

... e stiamo calcolando un *p-value*:

$$P(X \geq 3) = 0.0031$$

C'è abbastanza evidenza per rifiutare H_0 ?

Es. 14 p. 150

In un test clinico sul Viagra è emerso che il 4% delle unità del gruppo del placebo ha sofferto di mal di testa.

c) Se tutte le 8 unità che prendono il Viagra hanno mal di testa sembrerebbe che il tasso in questo gruppo sia diverso che quello del placebo...

$$X \sim \text{Bin}(8, 0.04)$$

$$P(X = 3) = \binom{8}{3} 0.04^3 (1 - 0.04)^5 = \frac{8 \times 7 \times 6}{3 \times 2} \times 0.000064 \times 0.815374 = 0.002922296 \approx 0.003$$

$$P(X = 8) = \binom{8}{8} 0.04^8 (1 - 0.04)^0 = 1 \times (6.55 \times 10^{-12}) \times 1 \approx 0$$

Se la prob. di avere il mal di testa col V fosse 0.04 (4%), sarebbe praticamente impossibile avere 8 su 8 col mal di testa! Ma se li osservo, allora è l'ipotesi $p = 0.04$ che non è supportata dai dati.

Definite il test sottinteso,
indicate il *p-value* e concludete.

Esercizio 8

Era il 10/11

Es. 6 pg. 139

Per i guidatori tra i 20 ed i 24 anni di età c'è un tasso annuo del 34% di incidenti d'auto (National Safety Council). Un investigatore assicurativo trova che in un gruppo di 500 guidatori scelti a caso a NY tra i 20 e i 24 anni il 42% ha avuto un incidente lo scorso anno.

c) Il risultato di NY sembra inusuale rispetto ai valori NSC? Si potrebbero giustificare assicurazioni più care per i Newyorkesi?

Tra i 500 di NY, $500 \times 0.42 = 210$ hanno avuto un incidente

$X \sim \text{Bin}(500, 0.34) \Rightarrow P(149 \leq X \leq 191) = 0.96$ (con software statistico)

e $P(X \geq 210) = 0.00012$

Usiamo la "regola del *range*" per la distribuzione di X :

$(170 - 2 \times 10.59, 170 + 2 \times 10.59) = (148.82, 191.18) \Rightarrow$ i 210 incidenti osservati a NY l'anno scorso costituiscono un valore inusuale, e potrebbero giustificare il più alto valore dei premi assicurativi.

STATISTICA

VERIFICA D'IPOTESI - 3

Due campioni **indipendenti**

Confrontiamo la spesa media annua per riparazioni dell'auto tra uomini e donne

Confrontiamo la longevità tra una popolazione isolana e una continentale

Confrontiamo l'effetto di un farmaco tra il gruppo del trattamento e quello del placebo

Confrontiamo il diametro delle uova deposte dai cuculi di Darwin in nidi di scricciolo o in nidi di pettirosso

Confrontiamo l'insorgere di una certa malattia tra chi fa sport e chi fa vita sedentaria

Due campioni **indipendenti**

Confrontiamo la spesa media annua per riparazioni dell'auto tra uomini e donne

Confrontiamo la longevità tra una popolazione isolana e una continentale

Confrontiamo l'effetto di un farmaco tra il gruppo del trattamento e quello del placebo

Confrontiamo il diametro delle uova deposte dai cuculi di Darwin in nidi di scricciolo o in nidi di pettirosso

Confrontiamo l'insorgere di una certa malattia tra chi fa sport e chi fa vita sedentaria

due gruppi di dati da due
campioni **indipendenti**

Esempio 1

	Infarto miocardico			\hat{p}_i
Gruppo	Sì	No		
1-Placebo	189	10845	11034	0.0171
2-Aspirina	104	10933	11037	0.0094

$$H_0 : p_1 = p_2 \quad , \quad H_1 : p_1 > p_2$$

Verifica d'ipotesi: p_1 e p_2

(X_1, \dots, X_{n_1}) campione aleatorio $bern(p_1)$ ($n_1 p_1 \geq 5$ ecc.)

(Y_1, \dots, Y_{n_2}) campione aleatorio $bern(p_2)$ ($n_2 p_2 \geq 5$ ecc.)

H_0

H_1

Rifiutiamo H_0 se:

$$p_1 = p_2$$

$$p_1 \neq p_2$$

$$\left| \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\text{una varianza opportuna}}} \right| > z_{\alpha/2}$$

$$p_1 = p_2$$

$$p_1 > p_2$$

$$\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\text{una varianza opportuna}}} > z_{\alpha}$$

...

...

...

Verifica d'ipotesi: p_1 e p_2

(X_1, \dots, X_{n_1}) campione aleatorio $bern(p_1)$ ($n_1 p_1 \geq 5$ ecc.)

(Y_1, \dots, Y_{n_2}) campione aleatorio $bern(p_2)$ ($n_2 p_2 \geq 5$ ecc.)

$$\bar{p} = \frac{n_1 p_1 + n_2 p_2}{n_1 + n_2}$$

stima della proporzione totale di "successi"

$$\text{una varianza opportuna : } \bar{p} (1 - \bar{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)$$

Verifica d'ipotesi: p_1 e p_2

(X_1, \dots, X_{n_1}) campione aleatorio $bern(p_1)$ ($n_1 p_1 \geq 5$ ecc.)

(Y_1, \dots, Y_{n_2}) campione aleatorio $bern(p_2)$ ($n_2 p_2 \geq 5$ ecc.)

H_0	H_1	Rifiutiamo H_0 se:
$p_1 = p_2$	$p_1 \neq p_2$	$\left \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\bar{p}(1 - \bar{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \right > z_{\alpha/2}$
$p_1 = p_2$	$p_1 > p_2$	$\frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{\bar{p}(1 - \bar{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} > z_{\alpha}$
...

Esempio 1

	Infarto miocardico			\hat{p}_i
Gruppo	Sì	No		
1-Placebo	189	10845	11034	0.0171
2-Aspirina	104	10933	11037	0.0094

$$H_0 : p_1 = p_2 \quad , \quad H_1 : p_1 > p_2$$

$$\bar{p} = \frac{n_1 p_1 + n_2 p_2}{n_1 + n_2} = \frac{189 + 104}{11034 + 11037} = 0.0133$$

$$\bar{p}(1 - \bar{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) = 0.0133 \times 0.9867 \times \left(\frac{1}{11034} + \frac{1}{11037} \right) = 0.000002378$$

Esempio 1

	Infarto miocardico			\hat{p}_i
Gruppo	Sì	No		
1-Placebo	189	10845	11034	0.0171
2-Aspirina	104	10933	11037	0.0094

$$H_0 : p_1 = p_2 \quad , \quad H_1 : p_1 > p_2$$

$$\bar{p} = \frac{n_1 p_1 + n_2 p_2}{n_1 + n_2} = \frac{189 + 104}{11034 + 11037} = 0.0133$$

$$\bar{p} (1 - \bar{p}) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) = 0.0133 \times 0.9867 \times \left(\frac{1}{11034} + \frac{1}{11037} \right) = 0.000002378$$

$$\frac{0.0171 - 0.0094}{\sqrt{0.0000002378}} = 4.99 > z_{0.01} = 2.3663 \Rightarrow \text{c'è forte evidenza contro } H_0$$