

Statistica I corso A-E

Lezione XXXII

Statistica Inferenziale

Prova d'ipotesi

Noi utilizzeremo nel calcolo degli intervalli di confidenza e nelle prove di ipotesi le seguenti statistiche test

$$Z_n = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1) \quad \sigma \text{ è nota}$$

← statistica Z

$$t_{n-1} = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sim t\text{-Student}$$

S deviazione campionaria
 $S^2 = \text{Varianza campionaria}$

$$\chi^2_{n-1} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \text{ — Chi quadro}$$

Cos'è un'ipotesi?

- Un'ipotesi è una affermazione (assunzione) circa il parametro della popolazione:



- media della popolazione

Esempio: In questa città, il costo medio della bolletta mensile per il cellulare è $\mu = \$42$

- proporzione della popolazione

Esempio: In questa città, la proporzione di adulti con il cellulare è $p = .68$

L'ipotesi Nulla, H_0

- Rappresenta l'ipotesi (numerica) che deve essere verificata

Esempio: Il numero medio di TV nelle case americane è uguale a tre ($H_0 : \mu = 3$)

- Si riferisce sempre al parametro della popolazione, non alla statistica campionaria

$$H_0 : \mu = 3$$

$$\cancel{H_0 : \bar{X} = 3}$$



L'ipotesi Nulla, H_0

- Iniziamo con l'assunzione che l'ipotesi nulla sia vera
 - Simile alla nozione di innocenza a meno che venga dimostrata la colpevolezza
- **Si riferisce allo status quo**
- Contiene sempre “=”, “ \leq ” o “ \geq ”
- Può o può non essere rifiutata



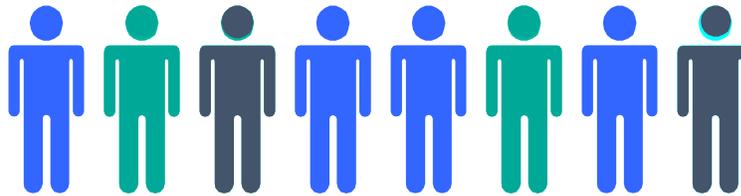
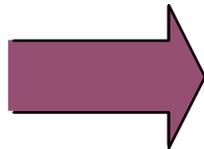
L'ipotesi Alternativa, H_1

- È l'opposto dell'ipotesi nulla
 - e.g., Il numero medio di TV nelle case americane non è uguale a 3 ($H_1: \mu \neq 3$)
- **Sfida lo status quo**
- Può o può non essere sostenuta
- È generalmente l'ipotesi che il ricercatore cerca di dimostrare contro lo status quo

Processo della Verifica di Ipotesi

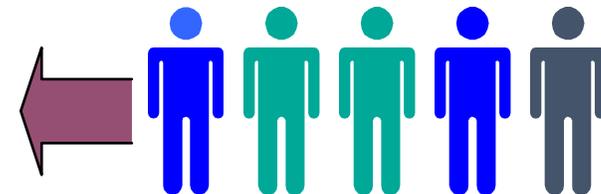
Affermazione: l'età
media della
popolazione è 60.
(Ipotesi nulla:

$$H_0: \mu = 60)$$



Popolazione

Adesso selezioniamo un
campione casuale



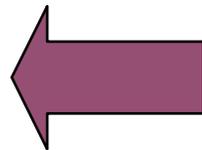
Campione

È $\bar{x}_n = 35$ probabile se $\mu = 60$?

Se non è probabile,

RIFIUTA

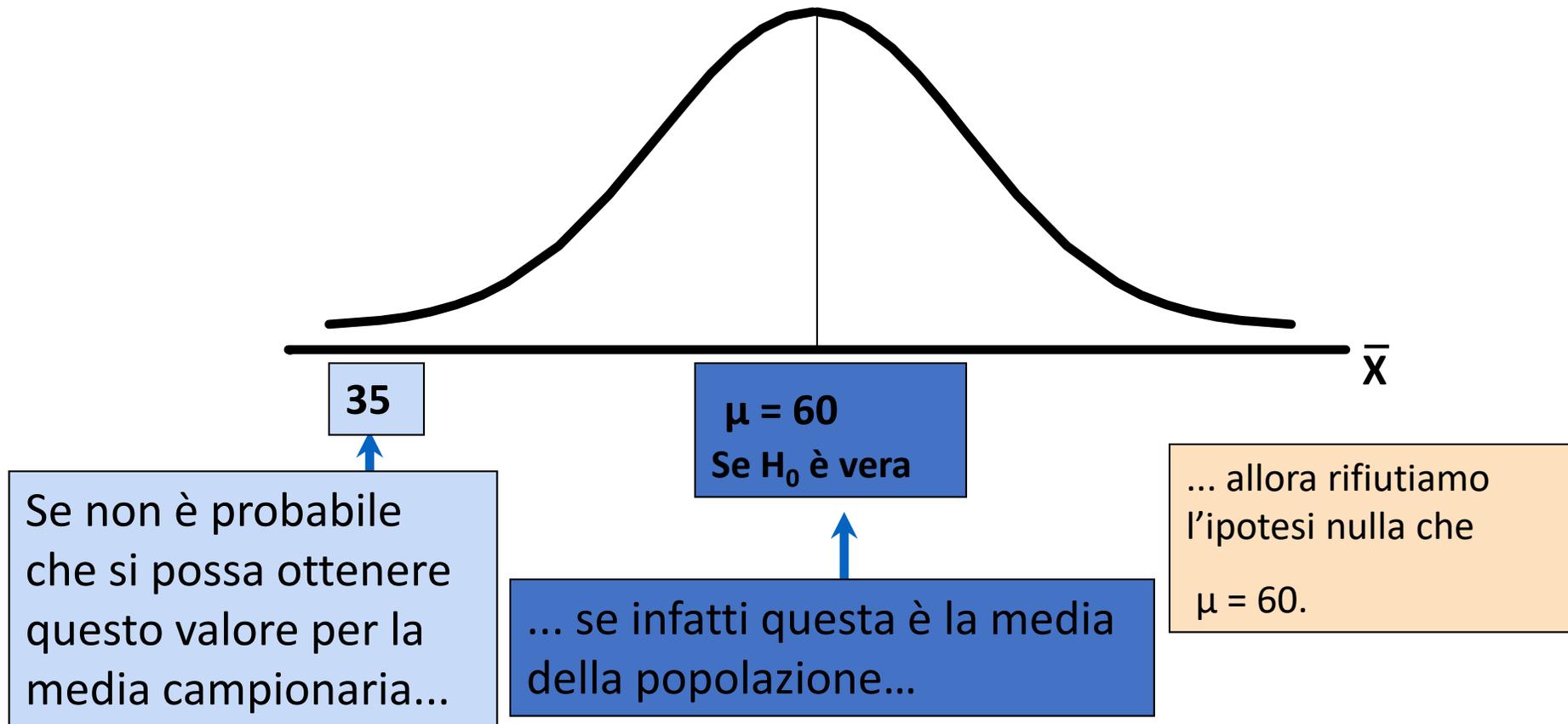
Ipotesi Nulla



Supponiamo
l'età media
del campione
sia 20: $\bar{x}_n = 35$

Motivazione per Rifiutare H_0

Distribuzione Campionaria di \bar{X}



Livello di Significatività e la Regione di Rifiuto

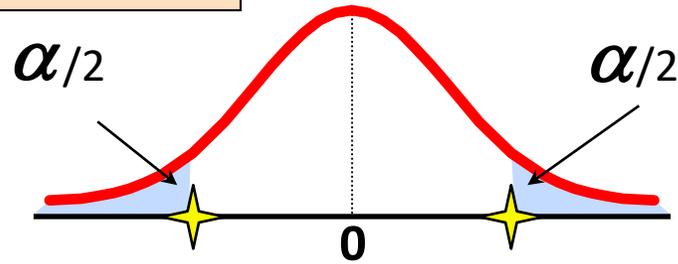
Livello di significatività = α

✦ **Representa i valori critici**

$$H_0: \mu = 3$$

$$H_1: \mu \neq 3$$

Test a due code

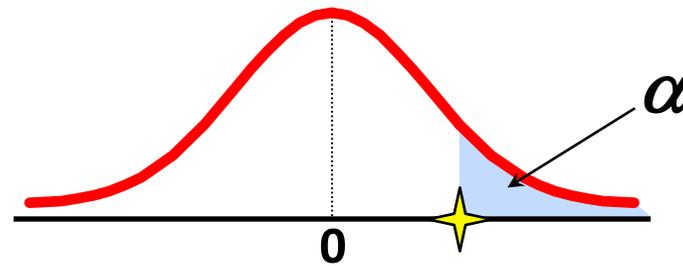


Regione di rifiuto è ombreggiata

$$H_0: \mu \leq 3$$

$$H_1: \mu > 3$$

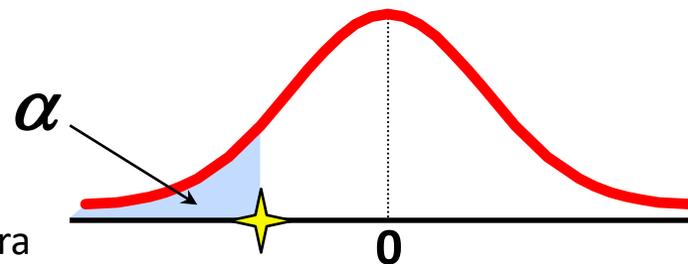
Test coda destra



$$H_0: \mu \geq 3$$

$$H_1: \mu < 3$$

Test coda sinistra



Livello di Significatività, α

- **Definisce i valori della statistica campionaria che sono improbabili se l'ipotesi nulla è vera**
 - Definisce la **regione di rifiuto** della distribuzione campionaria
- È indicato con **α** (livello di significatività)
 - Valori comuni sono 0.01, 0.05, or 0.10
- Fissato a priori dal ricercatore
- Fornisce il **valore critico** del test

Errori nel Processo Decisionale

- **Errore di Primo Tipo o prima specie**
 - Rifiutare un'ipotesi nulla quando quest'ultima è vera
 - **Considerato un tipo di errore molto serio**

La probabilità dell'errore di prima specie è α

- α è anche detto **livello di significatività** del test
- α è scelto a priori dal ricercatore

Errori nel Processo di Decisione

- **Errore di Secondo Tipo o seconda specie**

- Non rifiutare l'ipotesi nulla quando quest'ultima è falsa

La probabilità dell'errore di secondo tipo è β

La quantità $1 - \beta$ è detta **potenza del test**

Il termine potenza del test è dovuto al fatto che

$1 - \beta$ è la probabilità di rigettare l'ipotesi nulla quando questa non è vera

Risultati e Probabilità

Legenda:
Risultato
(Probabilità)

Possibili Risultati Verifica di Ipotesi

	Stato di Natura	
Decisione	H_0 Vera	H_0 Falsa
Non Rifiutare H_0	No errore ($1 - \alpha$)	Errore Secondo Tipo (β)
Rifiutare H_0	Errore Primo tipo (α) Livello di significatività del test	No Errore ($1 - \beta$) Potenza del test

Riassumendo:

Errore di prima specie: è l'errore che si commette rifiutando l'ipotesi nulla H_0 quando H_0 è vera.

Il **livello di significatività** è la probabilità di rifiutare H_0 quando H_0 è vera:

$$P(\text{rifiuto } H_0 \mid H_0) = \alpha \text{ (}\alpha \text{ è il livello di significatività);}$$

Errore di seconda specie: è l'errore che si commette non rifiutando l'ipotesi nulla quando questa non è vera.

$$P(\text{non rifiuto } H_0 \mid H_1) = \beta$$

La probabilità di commettere un errore di seconda specie si indica con β .

N.B: Come traduciamo in un evento l'affermazione « rifiuto H_0 » e « non rifiuto H_0 »? Cosa implica nella pratica « $\mid H_0$ » (dato H_0) oppure « $\mid H_1$ » (dato H_1)?

Domanda: Come traduciamo in un evento l'affermazione « rifiuto H_0 » e « *non rifiuto* H_0 »? Cosa implica nella pratica « $| H_0$ » (dato H_0) oppure « $| H_1$ » (dato H_1)? Supponiamo che H_0 sia $\theta = \theta_0$ e H_1 sia $\theta = \theta_1$

- Errore di prima specie: rifiutare H_0 quando H_0 è vera $P(\text{rifiutare } H_0 | H_0) = \alpha$ (livello di significatività)
- Errore di seconda specie: non rifiutare H_0 quando H_0 non è vera $P(\text{non rifiutare } H_0 | H_1) = \beta$

La prova di ipotesi ha come obiettivo minimizzare entrambi gli errori. Il test che minimizza α (alfa) e β (beta) fu formulato da **Neyman e Pearson** come segue: la regione di rifiuto deve avere la forma:

$$R : \frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} < k$$

La costante k è scelta in modo che la probabilità che il rapporto tra la funzione di verosimiglianza calcolata in θ_0 (teta zero) e la funzione di verosimiglianza calcolata in θ_1 (teta uno) minore sia uguale al livello di significatività α (alfa): $P\left(\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} < k \mid H_0\right) = \alpha$

Oss: Ricordiamo che la funzione di verosimiglianza è la probabilità congiunta di osservare le osservazioni del campione fissato il parametro. Se H_0 vera dovrei avere $L(\theta_0)$ **maggiore di** $L(\theta_1)$

Come applicare la regola di decisione in pratica? Prova di ipotesi della media di una popolazione normale quando la varianza è nota

Il test di Neyman-Pearson nel caso di prova di ipotesi per la media di una popolazione normale, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,

permette di dimostrare che la regione di rifiuto è una disequaglianza sulla media campionaria.

Esempio Regione Rifiuto: $\bar{X}_n < x_c$ oppure, $\bar{X}_n > x_c$, oppure $\bar{X}_n < x_L$ V $\bar{X}_n > x_U$, dove x_c è detto **valore critico** e così pure x_L e x_U

Supponiamo che **la varianza sia nota** mentre la media sia incognita.

$$H_0 \text{ ---} > \mu = \mu_0$$

$$H_1 \text{ ---} > \mu = \mu_1$$

In generale si fissa un livello di significatività “ α ” e si cerca di capire come è fatta la regione di rifiuto. Il tipo di disequaglianza della regione di rifiuto dipende dal tipo di disequaglianza tra le due ipotesi

PRIMO CASO: TEST UNILATERALE DESTRO

Immaginiamo ora che $\mu_0 < \mu_1$, quindi di questo tipo:

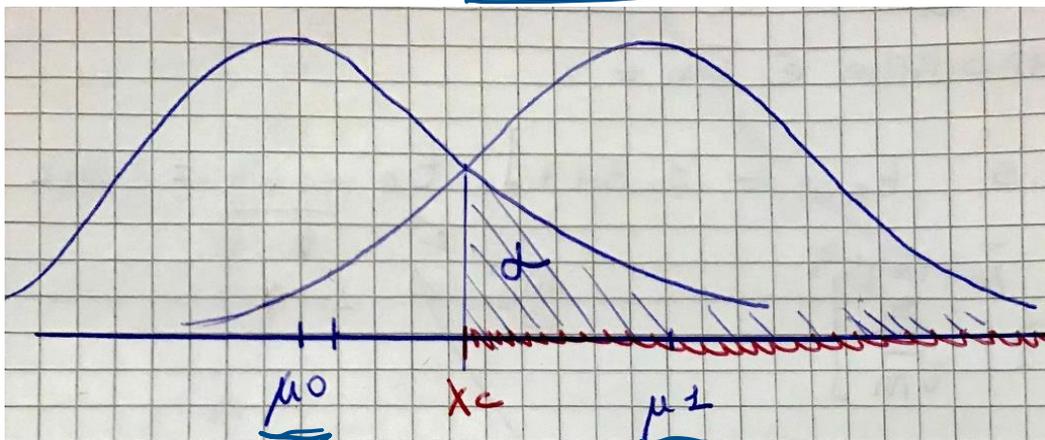
La regione di rifiuto si ha quando la media campionaria è maggiore di un certo valore x_c .

$$R: \bar{X}_n > x_c \text{ chi è}$$

La zona di rifiuto si trova nella parte che contiene l'ipotesi alternativa ovvero quando vado a finire troppo a destra di μ_0 . **Osserviamo che la regione di rifiuto deve contenere l'ipotesi alternativa.**

Oss: x_c è fissato e una volta fissato rifiuteremo l'ipotesi nulla se il valore osservato della media campionaria cade nella zona di rifiuto.

Il valore critico x_c viene fissato in base al livello di significatività α .



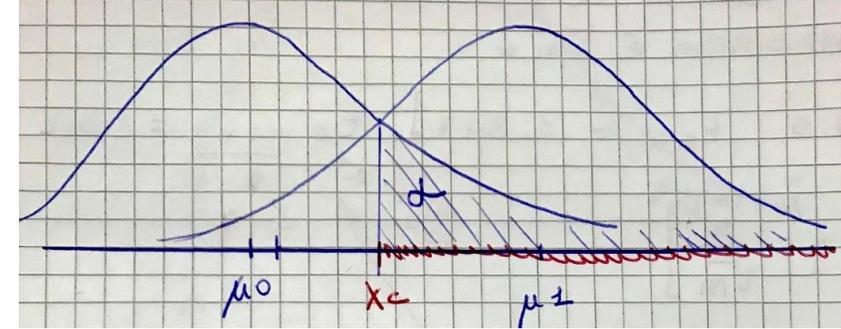
la zona di rifiuto è quella rossa ed è nella direzione dove si trova l'ipotesi alternativa

COME CALCOLIAMO IL VALORE CRITICO?

$$R: \bar{X}_n > x_c$$

Il valore critico x_c deve essere determinato in modo che:

$$P(R|H_0) = P(\bar{X}_n > x_c | H_0) = \alpha$$



Sappiamo che la media campionaria è una normale quindi possiamo standardizzarla ma rispetto a quale media della popolazione? Dobbiamo usare

$\mu = \mu_0$ (ipotesi H_0) oppure $\mu = \mu_1$ (ipotesi H_1)? La probabilità da calcolare è condizionata alla ipotesi nulla « $| H_0$ » cioè dobbiamo assumere che l'ipotesi nulla sia vera quindi la media di \bar{X}_n è μ_0 . Avremo dunque $\bar{X}_n \sim N(\mu_0, \frac{\sigma^2}{n})$.

Usiamo la statistica Z: $Z_n = \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0,1)$.

Procedura: dato il livello di significatività α troviamo il valore critico della statistica Z z_c che soddisfa $P(Z_n > z_c) = \alpha$. Dal disegno si comprende che $z_c = z_{1-\alpha}$ quindi troviamo il valore critico x_c risolvendo $\frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = z_{1-\alpha}$ cioè $x_c = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha}$

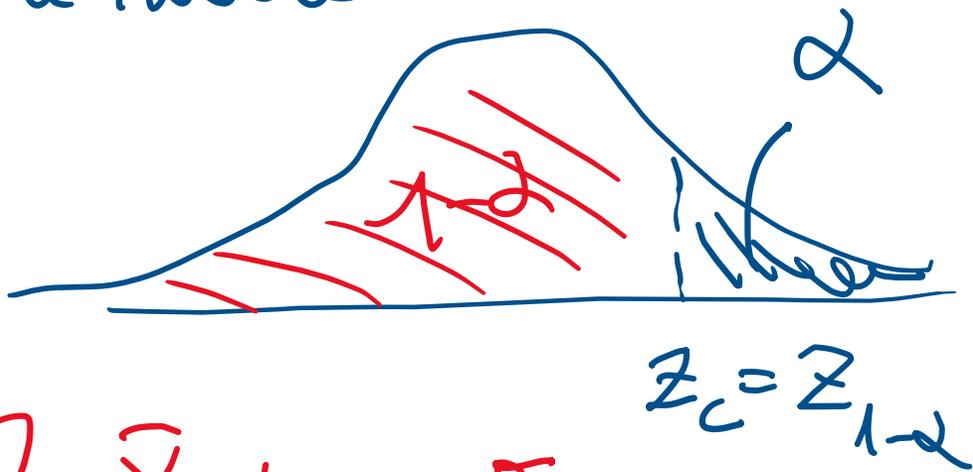
$$P(\bar{X}_n > x_c | H_0) = \alpha$$

devo trovare x_c ?
dato α

$$\alpha = P(\bar{X}_n > x_c | H_0) = P\left(\frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} > z_c\right) = \alpha$$

dato α trovo $z_c = z_{1-\alpha}$ usando
le tabelle

$$Z \sim N(0,1)$$



$$R: \bar{X}_n > \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha}$$

$$\frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = z_{1-\alpha}$$
$$x_c - \mu_0 = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha}$$
$$x_c = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha}$$

Come determino la potenza del test dato x_c ?

La **potenza del test** è $1 - \beta$ dove β è la probabilità dell'errore di seconda specie

$$P(\text{non rifiuto } H_0 | H_1) = \beta$$

Nel caso di TEST UNILATERALE DESTRO la **regione di rifiuto** è $\bar{X}_n > x_c$ mentre quella di accettazione (non rifiuto) è $\bar{X}_n \leq x_c$

$$P(\text{non rifiuto } H_0 | H_1) = \beta = P(\bar{X}_n \leq x_c | H_1) = P(Z \leq z_q) = P(Z \leq z_\beta) = F(z_\beta)$$

$$1 - \beta = P(\bar{X}_n > x_c | H_1) = P(Z > z_q)$$

Dove il valore critico di Z è calcolato supponendo che la media sia $z_q = \frac{x_c - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$

ATTENZIONE il pedice di z_q è β perché β è l'area lasciata alla sinistra di z_q

Esercizio 6

Da una popolazione distribuita in modo normale avente media (μ) incognita e varianza $\sigma^2=16$ viene estratto un campione casuale di $n=64$ elementi. Date le seguenti due ipotesi:

$$H_0 : \mu=20$$

$$H_1 : \mu = 22$$

a) Definire la probabilità di commettere un errore di prima specie e quindi determinare il punto critico e la regione di rifiuto per l'ipotesi nulla al livello di significatività $\alpha=0.05$;

b) Definire la potenza del test e quindi calcolarne il valore nella situazione considerata.

(Si tenga conto che alcuni quantili della distribuzione Normale standardizzata Z sono i seguenti: $z_{0.0091} = -2.36$, $z_{0.950} = 1.640$, $z_{0.965} = 1.812$, $z_{0.975} = 1.96$, $z_{0.985} = 2.17$, $z_{0.99} = 2.326$, $z_{0.995} = 2.576$).

Dati problema $n = 64$ campione casuale iid

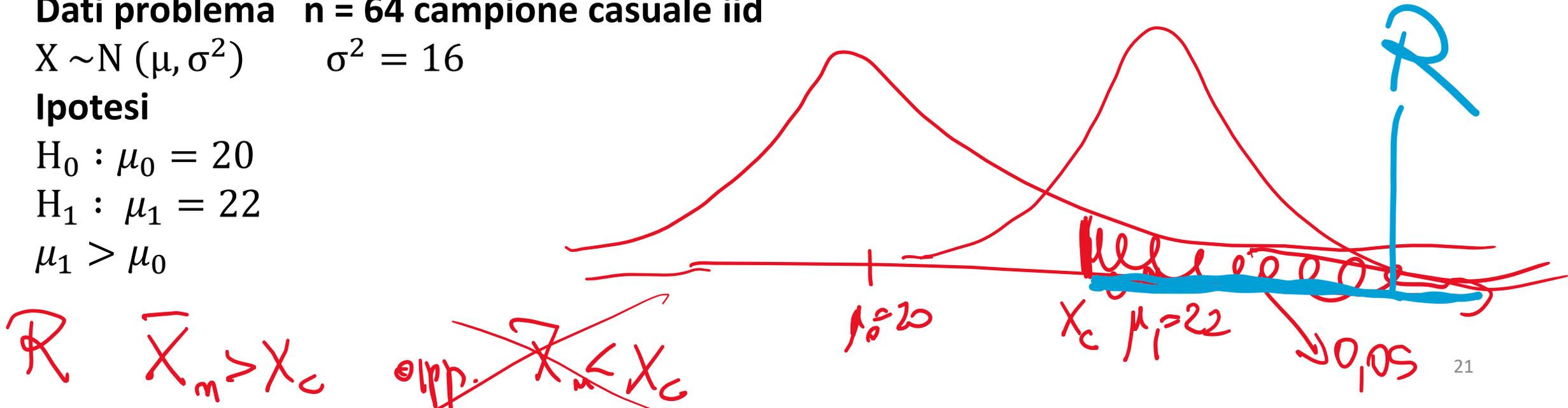
$$X \sim N(\mu, \sigma^2) \quad \sigma^2 = 16$$

Ipotesi

$$H_0 : \mu_0 = 20$$

$$H_1 : \mu_1 = 22$$

$$\mu_1 > \mu_0$$



$$P(\text{RIFIUTARE } H_0 \mid H_0) = \alpha$$

PROBABILITÀ DI RIFIUTARE H_0
QUANDO È VERA.

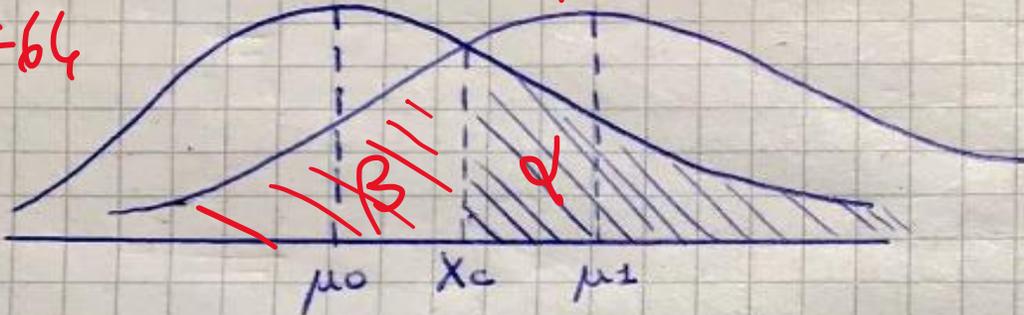
$$\mu_1 > \mu_0$$

$$\mu_0 = 20$$

$$\mu_1 = 22$$

$$\sigma^2 = 16 \quad \sigma = 4$$

$$n = 64$$

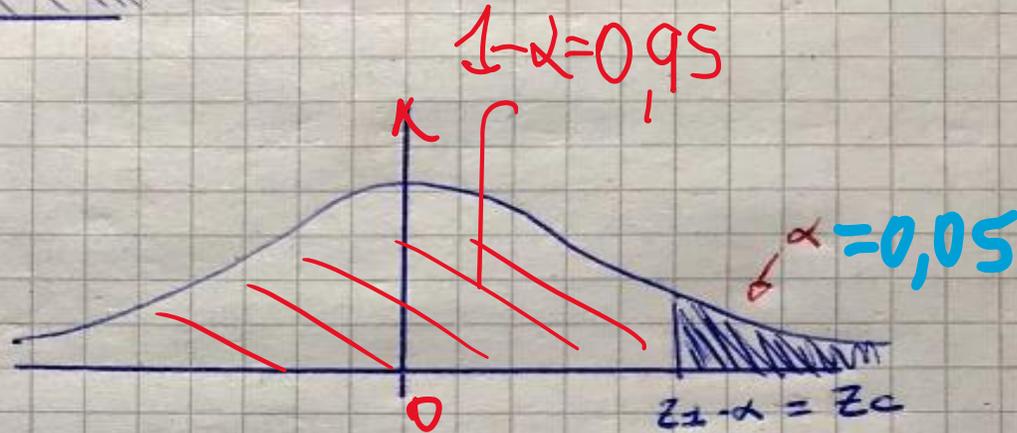


$$R: \bar{X}_m > x_c$$

$$P(\bar{X}_m > x_c) = \alpha = 0,05$$

NORMALIZZAZIONE

$$\frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = z_{1-\alpha}$$



$$\frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{x_c - 20}{\frac{4}{8}} = z_{0,95} = 1,64$$

$$x_c = 1,64 \cdot \frac{1}{2} + 20 = 20,22$$

$$R: \bar{X}_n > 20,22$$

La probabilità di commettere un errore di prima specie è la probabilità di rifiutare

H_0 quando H_0 è vero

$$P(\text{Rifiutare } H_0 \mid H_0) = \alpha$$

La potenza del test è la
 H_0 quando H_0 è falsa

probabilità di rifiutare

$$P(\text{Rifiuto } H_0 \mid H_1) = 1 - \beta$$

Modo alternativo la potenza del Test è $1 - \beta$ dove β è la probabilità dell'errore di 2° specie ovvero la possibilità di non rifiutare H_0 quando H_0 è falsa

$$\beta = P(\text{Non rifiuto } H_0 \mid H_1)$$

$$\beta = P(\bar{X}_n \leq x_c | H_1) = P(Z \leq z_q) = P(Z \leq z_\beta) = F(z_q)$$

$$z_q = \frac{x_c - \mu_1}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{20,22 - 22}{4/8} = -2.36$$

$$x_c = 20,22$$

L'esercizio fornisce $z_{0.0091} = -2.36 \rightarrow \beta = 0.0091 \rightarrow$

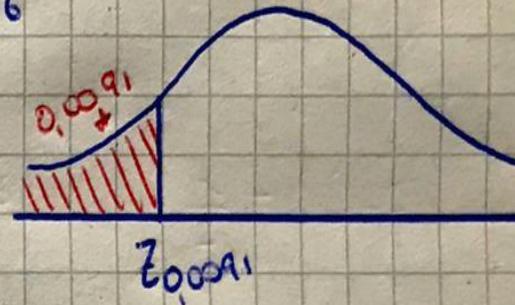
$$\text{Potenza test} = 1 - \beta = 1 - 0.0091 = 0.9909$$

$$1 - \beta = P(\text{Rifiutare } H_0 | H_1) = P(\bar{X}_n > 20,22 | H_1) = P(Z > \bar{z})$$

$$\bar{z} = \frac{20,22 - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{20,22 - 22}{\frac{4}{8}} = -2,36$$

\downarrow
 $z_{0,0091} = -2,36$

$$P(Z > z_{0,0091}) = 1 - \beta = 1 - 0,0091 = 0,9909$$



Secondo CASO: TEST UNILATERALE SINISTRO

Immaginiamo ora che $\mu_0 > \mu_1$, quindi di questo tipo:

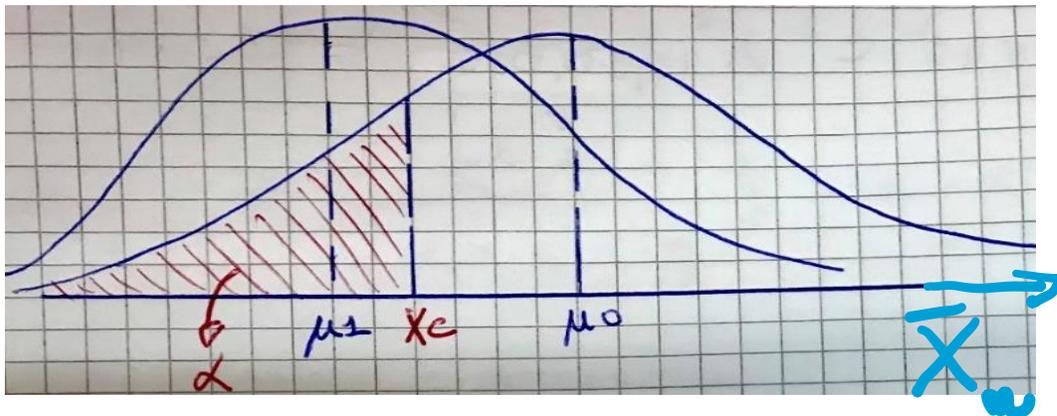
La regione di rifiuto si ha quando la media campionaria è minore di un certo valore X_c .

$$R: \bar{X}_n < x_c$$

La zona di rifiuto si trova nella parte che contiene l'ipotesi alternativa ovvero quando vado a finire troppo a sinistra di μ_0 . **Osserviamo che la regione di rifiuto deve dalla parte dell'ipotesi alternativa.**

Oss: x_c è fissato e una volta fissato rifiuteremo l'ipotesi nulla se il valore osservato della media campionaria cade nella zona di rifiuto.

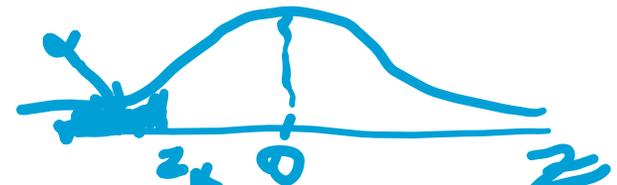
Il valore critico x_c viene fissato in base al livello di significatività α .



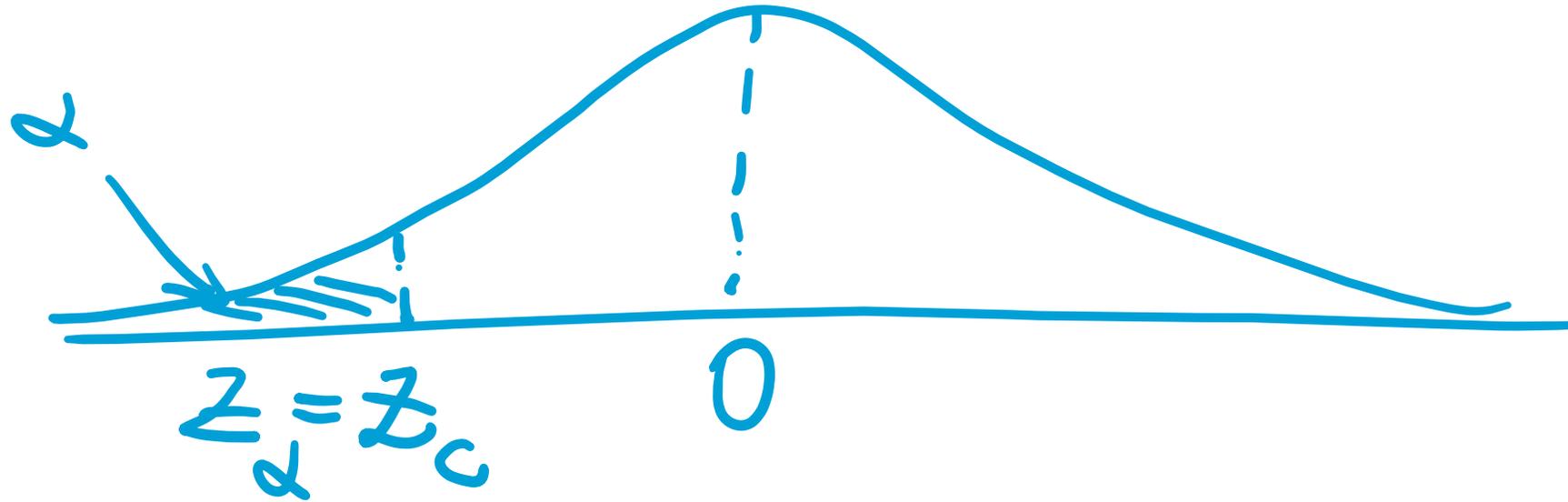
$$R: \bar{X}_n < x_c$$

$$P(\bar{X}_n < x_c | H_0) = P(Z < z_c) = \alpha$$

$$z_c = \frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \quad \text{come determino lo z critico?}$$



Nel caso di Test Parametrico Simmetrico



Dunque lo Z_c è proprio il quantile di ordine α

$$X_c = \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{\alpha}$$

$$Z_{\alpha} = -Z_{1-\alpha}$$

$$Z_{\alpha} = \frac{X_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$X_c = \mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} Z_{1-\alpha}$$

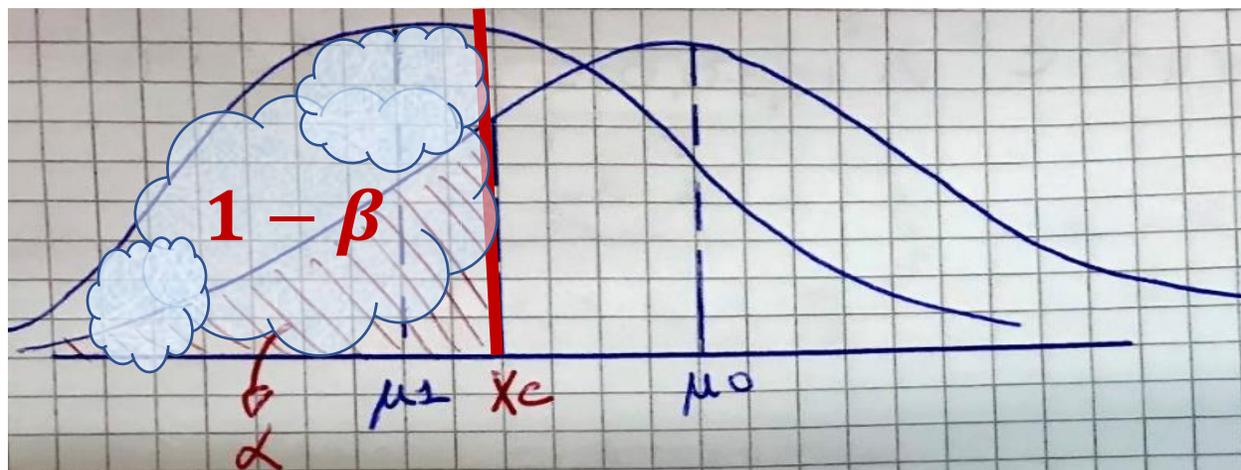
Secondo CASO: TEST UNILATERALE SINISTRO potenza del test

Ricordiamo $\mu_0 > \mu_1$, quindi la zona di rifiuto è $R: \bar{X}_n < x_c$

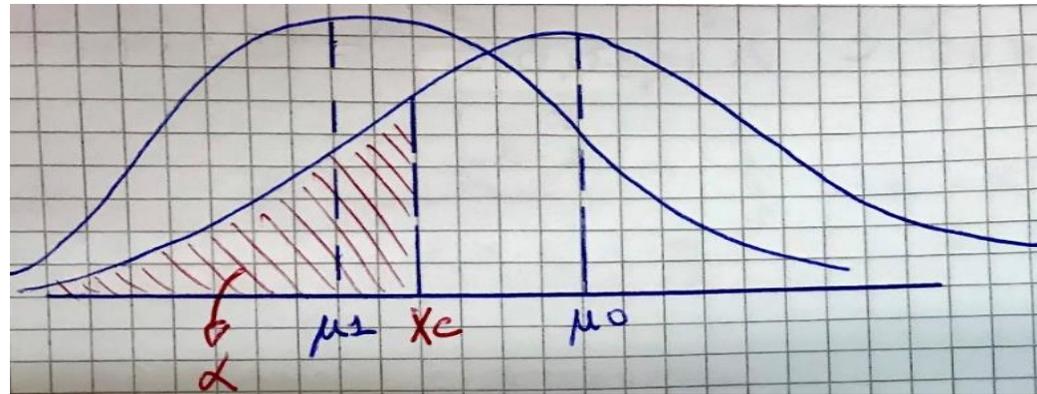
Potenza del test

$$1 - \beta = P(\text{Rifiuto } H_0 \mid H_1) = P(\bar{X}_n < x_c \mid H_1) = P(Z < z_q) = P(Z < z_{1-\beta})$$

$$z_q = z_{1-\beta} = \frac{x_c - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$



Secondo CASO: TEST UNILATERALE SINISTRO



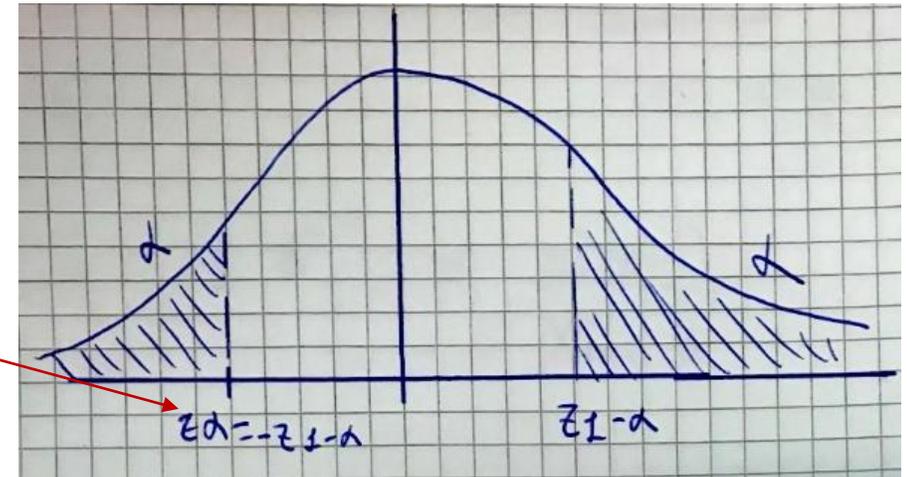
$$\mu_0 > \mu_1$$
$$R: \bar{X}_n < x_c$$

La zona di rifiuto si trova nella parte che contiene l'ipotesi alternativa ovvero quando vado a finire troppo a sinistra di μ_0

Il valore critico x_c viene fissato in base al livello di significatività α usando la statistica Z.

$$P(\bar{X}_n < x_c | H_0) = P(Z < z_c) = \alpha$$

$$z_c = \frac{x_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = -z_{1-\alpha}$$

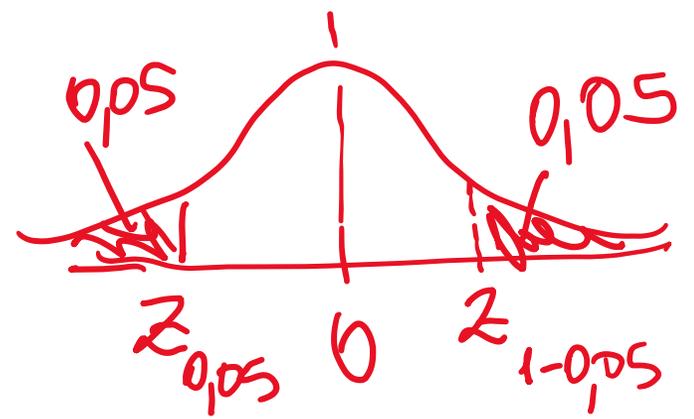


NOTA BENE: $-z_{1-\alpha}$

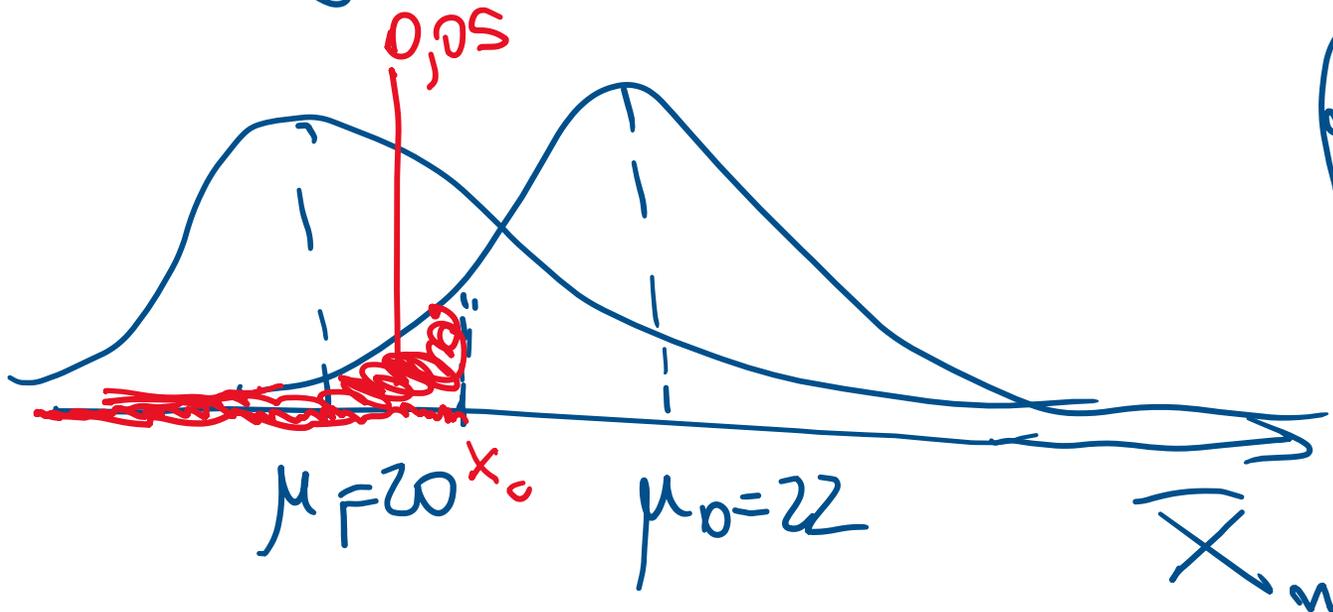
Esercizio 6 Sostituendo le ipotesi

$$\mu_0 = 22$$

$$\mu_1 = 20$$



1) Determinare la legge di rifiuto a livello di significatività $\alpha = 0,05$



$$R: \bar{X}_n < x_c$$

$$z_c = z_{0,05} = -z_{1-0,05} = -z_{0,95}$$

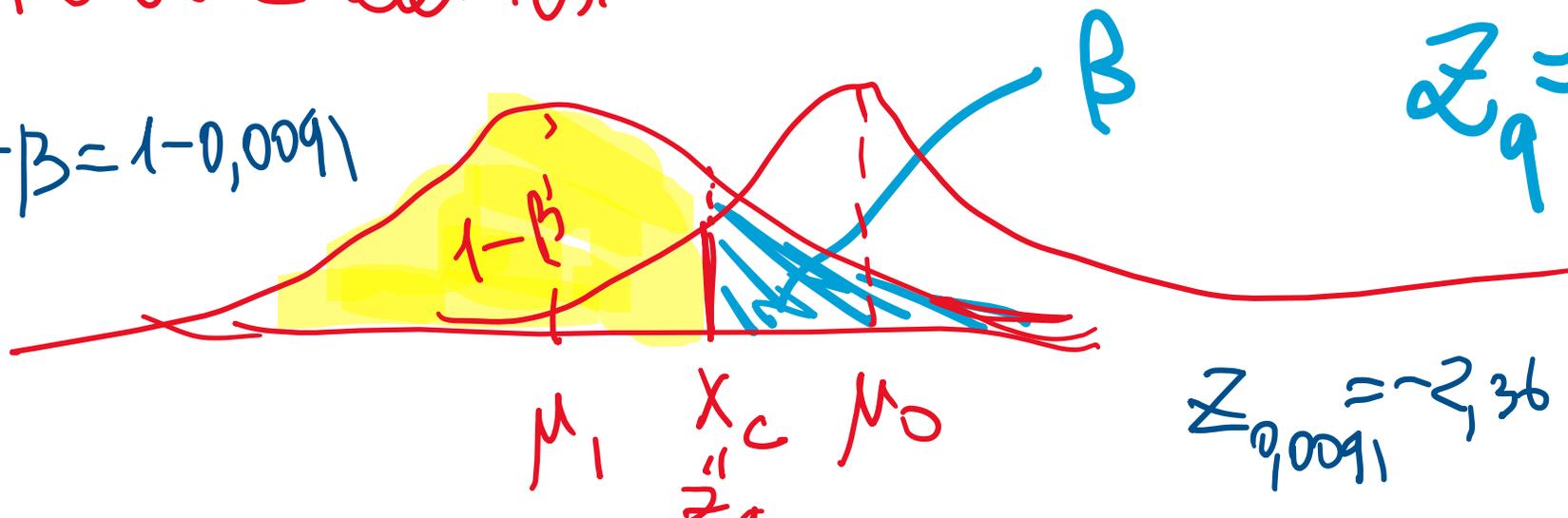
$$z_c = -1.64$$

$$\frac{X_c - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = Z_c \quad \begin{matrix} \mu_0 = 22 \\ \sigma = \sqrt{16} \\ n = 64 \end{matrix} \quad \frac{X_c - 22}{\frac{4}{8}} = -1,64$$

$$X_c = 22 - 1,64 \cdot \frac{1}{2} = 22 - 0,82 = 21,18$$

Potencia del test

$$1 - \beta = 1 - 0,0091$$



$$Z_q = \frac{X_c - \mu_1}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{21,18 - 20}{\frac{4}{8}} = 1,18 \cdot 2 = 2,36$$

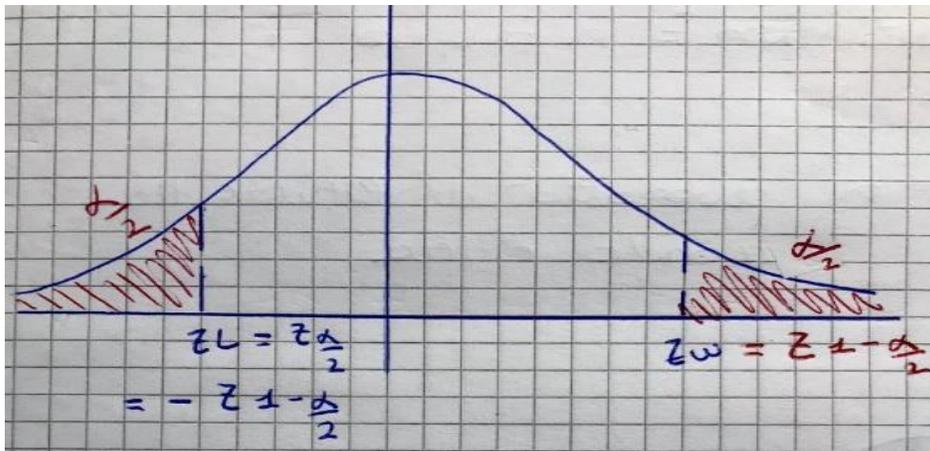
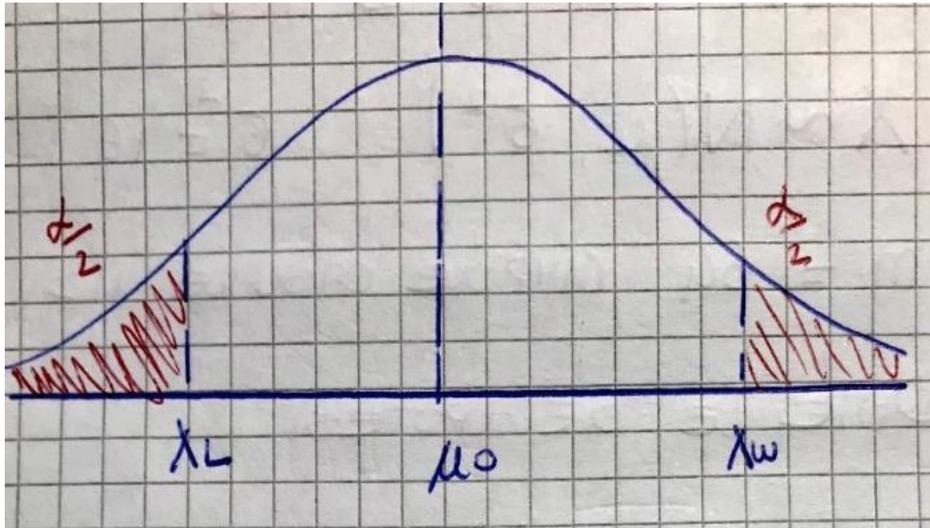
$$Z_{0,0091} = -2,36$$

$$2,36 = Z_{1-0,0091}$$

TERZO CASO: TEST BILATERALE

Ipotesi $H_0 \mu = \mu_0$ $H_1 \mu \neq \mu_0$

La regione di rifiuto si ha quando la media campionaria è maggiore di un certo valore x_U e minore di un certo valore x_L



$$R: \bar{X}_n < x_L \quad \vee \quad \bar{X}_n > x_U$$

I valori critici x_L e x_U sono fissati in base al livello di significatività α .

$$P(\bar{X}_n < x_L \vee \bar{X}_n > x_U) = \alpha \quad P(Z_n < -z_c \vee Z_n > z_c) = \alpha$$

$$z_c = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \quad \frac{x_L - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = -z_c = -z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

$$\frac{x_U - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = z_c = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$