#### Inferenza Statistica

Lorenzo Camponovo SUPSI DTI

#### Contenuti

- 1. Teorema del Limite Centrale.
- 2. Introduzione.
- 3. Test per la media.
- 4. Test per differenza di medie.

- Consideriamo una successione di variabili aleatorie  $X_n$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , con funzione di distribuzione  $F_n$ .
- Si dice che  $X_n$  converge in distribuzione verso la variabile aleatoria Z, cioè,

$$X_n \rightarrow_d Z$$
,

se il seguente limite esiste,

$$\lim_{n\to\infty}F_n(x)=F(x),$$

per ogni  $x \in \mathbb{R}$ , dove F è la funzione di distribuzione di Z.



- Valgono i seguenti teoremi.
- $X_n \rightarrow_d Z$  se e solo se per ogni funzione continua e limitata g(x) vale,

$$\lim_{n\to\infty} E[g(X_n)] = E[g(Z)].$$

• Se  $X_n \to_d Z$  e h(x) è una funzione continua, allora,

$$h(X_n) \rightarrow_d h(Z)$$
.



• Siano  $X_1, \ldots, X_n$  delle variabili aleatorie i.i.d, con,

$$E[X_i] = \mu, \quad Var(X_i) = \sigma^2.$$

• Sia  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  e  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} S_n$ . Allora la distribuzione  $F_n$  della variabile aleatoria,

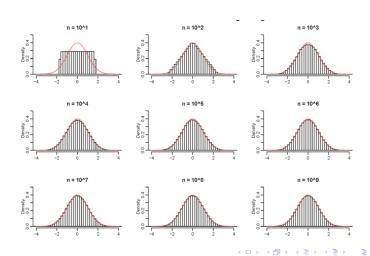
$$Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} = \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}},$$

converge per  $n \to \infty$  verso la distribuzione normale standard,

$$F_n(Z_n) \rightarrow_d F_Z(Z)$$
.



• Siano  $X_1, \ldots, X_n$  distribuite secondo la distribuzione Uniforme [0, 1],



- Teorema di De Moivre e Laplace: Sia  $S_n$  una variabile aleatoria con distribuzione binomiale di parametri n e p.
- Allora la sua distribuzione converge per  $n \to \infty$  verso la distribuzione normale con i seguenti momenti,

$$F_B(S_n; n, p) \rightarrow^d F_N(S_n; np, np(1-p)).$$

Analogamente la distribuzione di,

$$Z_n = \frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} = \frac{\bar{X}_n - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}},$$

converge per  $n \to \infty$  verso la distribuzione normale standard,

$$F_n(Z_n) \rightarrow_d F_Z(Z)$$
.

- Esempio: siano  $X_1, \ldots, X_{12}$  delle variabili aleatorie i.i.d. con distribuzione uniforme nell'intervallo [-0.5, 0.5].
- Sia  $S_{12} = \sum_{i=1}^{12} X_i$ .
- Utilizzando il teorema del limite centrale approssimare la seguente propabilità,

$$P(S_{12} > 1)$$
.



- Esempio: lanciamo una moneta 100 volte, ottenendo testa esattamente 60 volte.
- Utilizzando il teorema del limite centrale approssimare la probabilità di ottenere almeno 60 volte testa.
- Pensate che la moneta sia truccata?

#### 2. Introduzione: Esempio

- Sia  $\mu = E[X]$  lo stipendio medio annuale (in migliaia di franchi) di una persona in CH.
- Dato un campione casuale  $(X_1,\ldots,X_n)$  di dimensione n, possiamo utilizzare lo stimatore

$$\hat{\mu}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i,$$

per stimare il parametro sconosciuto  $\mu$ .

- Supponiamo che basandoci su dati passati crediamo che  $\mu=50$ .
- Tuttavia, supponiamo di aver osservato nel nostro campione aleatorio  $\hat{\mu}_n = 55$ . Allora dovremmo rifiutare l'ipotesi  $\mu = 50$ ? E se avessimo osservato  $\hat{\mu}_n = 60$ ?
- Per rispondere a queste domande dobbiamo effettuare un test statistico.



#### 2. Introduzione: Ipotesi

• Ipotesi nulla (l'ipotesi che vogliamo testare, denotata con H<sub>0</sub>),

$$H_0: \mu = 50.$$

• Ipotesi alternativa (l'ipotesi che contrasta quella nulla, denotata con  $H_1$ ),

$$H_1: \mu \neq 50.$$

#### 2. Introduzione: Scenari

4 scenari possibili,

	$H_0$ is true	$H_1$ is true
decision: $H_0$	$1-\alpha$	eta
decision: $H_1$	$\alpha$	$1-\beta$

### 2. Introduzione: Errori del I e II tipo

- $\alpha$  è la significatività del test. È anche l'errore di primo tipo.
- $\beta$  è l'errore di secondo tipo.
- $1 \beta$  è la potenza del test.

#### 2. Introduzione: Test Statistico

- Determinare il parametro di interesse  $\theta$  e un suo stimatore  $\hat{\theta}_n$ .
- Determinare  $H_0$ ,  $H_1$  e la significatività  $\alpha$ .
- Determinare p-values / valori critici.
- Decidere se rifiutare o meno  $H_0$ .

## 3. Test per la media

- Supponiamo che il parametro di interesse (e sconosciuto) sia il valore atteso di una data popolazione  $\mu = E[X]$ .
- Supponiamo invece che la varianza della popolazione sia conosciuta  $\sigma^2 = Var(X) = 9$ .
- Sulla base di dati precedenti, pensiamo che  $\mu=30$ . Tuttavia, stimando il parametro  $\mu$  attraverso un campione di 25 elementi otteniamo  $\hat{\mu}_n=29$ .
- I dati ottenuti ci possono far pensare che  $\mu <$  30. Un test della media ci permette di sciogliere questo dubbio.

## 3. Test per la media: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu = 30$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu < 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim \textit{N}(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(T < \frac{29 - 30}{3/5}\right) = 0.0475.$$

• Il p-value è inferiore al livello di significatività  $\alpha=0.05$ , dunque rifiutiamo  $H_0$ .



# 3. Test per la media: valore critico

- Ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu = 30$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu < 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

• Dalla tabella N(0,1) sappiamo che,

$$P(T < -1.64) = 0.05.$$

Otteniamo il valore critico k risolvendo  $\frac{k-30}{3/5}=-1.64$ , da cui otteniamo: k=29.016.

Il valore osservato è minore al valore critico dunque rifiutiamo H<sub>0</sub>.



### 3. Test per la media

- In questo esempio abbiamo osservato  $\hat{\mu}_n = 29$ .
- Chiaramente se avessimo osservato  $\hat{\mu}_n = 30.5$  l'ipotesi alternativa sarebbe cambiata.
- Più precisamente avremmo ottenuto i seguenti test statistici.

### 3. Test per la media: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu = 30$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu > 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim \textit{N}(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(T > \frac{30.5 - 30}{3/5}\right) = 0.2033.$$

• Il p-value è superiore al livello di significatività  $\alpha=0.05$ , dunque non rifiutiamo  $H_0$ .

# 3. Test per la media: valore critico

- Ipotesi nulla: H<sub>0</sub>: μ = 30.
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu > 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Dalla tabella N(0,1) sappiamo che,

$$P(T > 1.64) = 0.05.$$

Otteniamo il valore critico k risolvendo  $\frac{k-30}{3/5}=1.64$ , da cui otteniamo: k=30.984.

Il valore critico è maggiore a quanto osservato dunque non rifiutiamo H<sub>0</sub>.

### 3. Test per la media

In questi esempi abbiamo considerato ipotesi alternative della forma,

$$H_1: \mu < \mu_0$$
, oppure  $H_1: \mu > \mu_0$ .

- Test di questa forma si dicono unilaterali.
- Tuttavia, avremmo potuto anche considerare come ipotesi alternativa,

$$H_1: \mu \neq \mu_0.$$

- Test di questa forma si dicono bilaterali.
- Supponiamo di aver osservato  $\hat{\mu}_n=31$ . Il test bilaterale si esegue nel seguente modo.

## 3. Test per la media: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu = 30$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu \neq 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim \textit{N}(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(|T| > \left|\frac{31 - 30}{3/5}\right|\right) = 0.095.$$

• Il p-value è superiore al livello di significatività  $\alpha=0.05$ , dunque non rifiutiamo  $H_0$ .

# 3. Test per la media: valore critico

- Ipotesi nulla:  $H_0$ :  $\mu = 30$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu \neq 30$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T=\frac{\hat{\mu}_n-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}=\frac{\hat{\mu}_n-30}{3/5},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim \textit{N}(0,1)$ .

• Dalla tabella N(0,1) sappiamo che,

$$P(|T| > 1.96) = 0.05.$$

Otteniamo i valori critici  $k_1$  e  $k_2$  risolvendo  $\frac{k_1-30}{3/5}=-1.96$  e  $\frac{k_2-30}{3/5}=1.96$  da cui otteniamo:  $k_1=28.824$  e  $k_2=31.176$ .

Il valore osservato è all'interno dei valori critici dunque non rifiutiamo H<sub>0</sub>.

## 4. Test per differenza di medie

- Supponiamo ora di avere due popolazioni e due parametri sconosciuti  $\mu_X = E[X]$  e  $\mu_Y = E[Y]$ .
- Supponiamo invece che le varianze delle due popolazioni siano conosciute  $\sigma_X^2 = Var(X) = 9$  e  $\sigma_Y^2 = Var(Y) = 25$ .
- Sulla base di dati precedenti, pensiamo che  $\mu_X = \mu_Y$ . Tuttavia, stimando la differenza dei parametri sconosciuti su un campione di n=36 elementi per la popolazione X e m=49 per la popolazione Y otteniamo  $\hat{\mu}_{X,n} \hat{\mu}_{Y,m} = 1.5$ .
- I dati ottenuti ci possono far pensare che  $\mu_X > \mu_Y$ . Un test per differenza di medie ci permette di sciogliere questo dubbio.

## 4. Test per differenza di medie: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu_X \mu_Y > 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{\hat{\mu}_{X,n} - \hat{\mu}_{Y,m}}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} = \frac{1.5}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(T > \frac{1.5}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}}\right) = 0.0427.$$

• Il p-value è inferiore al livello di significatività  $\alpha = 0.05$ , dunque rifiutiamo  $H_0$ .



# 4. Test per differenza di medie: valore critico

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu_X \mu_Y > 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{\hat{\mu}_{X,n} - \hat{\mu}_{Y,m}}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}}.$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Calcoliamo il valore critico k definito come.

$$P(T > k) = 0.05.$$

Usando le tabelle otteniamo: k = 1.4299

Il valore critico è minore a quanto osservato dunque rifiutiamo H<sub>0</sub>.

# 4. Test per differenza di medie

- In questo esempio abbiamo osservato  $\hat{\mu}_{X,n} \hat{\mu}_{Y,m} = 1.5$ .
- Chiaramente se avessimo osservato  $\hat{\mu}_{X,n} \hat{\mu}_{Y,m} = -0.5$ , l'ipotesi alternativa sarebbe cambiata.
- Più precisamente avremmo ottenuto i seguenti test statistici.

### 4. Test per differenza di medie: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu_X \mu_Y < 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{\hat{\mu}_{X,n} - \hat{\mu}_{Y,m}}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}} = \frac{-0.5}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(T < \frac{-0.5}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}}\right) = 0.2843.$$

• Il p-value è superiore al livello di significatività  $\alpha=0.05$ , dunque non rifiutiamo  $H_0$ .

2020

# 4. Test per differenza di medie: valore critico

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: \mu_X \mu_Y < 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{\hat{\mu}_{X,n} - \hat{\mu}_{Y,m}}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}}.$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Calcoliamo il valore critico k definito come.

$$P(T < k) = 0.05.$$

Usando le tabelle otteniamo: k = -1.4299.

Il valore critico è minore a quanto osservato dunque non rifiutiamo H<sub>0</sub>.

29 / 32

# 4. Test per differenza di medie

In questi esempi abbiamo considerato ipotesi alternative della forma,

$$H_1: \mu_X - \mu_Y < 0$$
, oppure  $H_1: \mu_X - \mu_Y > 0$ .

- Test di questa forma si dicono unilaterali.
- Tuttavia, avremmo potuto anche considerare come ipotesi alternativa,

$$H_1: |\mu_X - \mu_Y| \neq 0.$$

- Test di questa forma si dicono bilaterali.
- Supponiamo di aver osservato  $\hat{\mu}_{X,n} \hat{\mu}_{Y,m} = 1$ . Il test bilaterale si esegue nel seguente modo.

## 4. Test per differenza di medie: p-value

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: |\mu_X \mu_Y| \neq 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{|\hat{\mu}\chi_{,n} - \hat{\mu}\gamma_{,m}|}{\sqrt{\frac{\sigma_{\chi}^2}{n} + \frac{\sigma_{\chi}^2}{m}}} = \frac{|1|}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}},$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

Calcoliamo il p-value:

$$p - value = P\left(|T| > \frac{|1|}{\sqrt{\frac{9}{36} + \frac{25}{49}}}\right) = 0.2542.$$

Il p-value è superiore al livello di significatività  $\alpha = 0.05$ , dunque non rifiutiamo  $H_0$ .

# 4. Test per differenza di medie: valore critico

- Ipotesi nulla:  $H_0: \mu_X \mu_Y = 0$ .
- Ipotesi alternative:  $H_1: |\mu_X \mu_Y| < 0$ .
- Livello di significatività:  $\alpha = 0.05$ .
- Test Statistica:

$$T = \frac{|\hat{\mu}_{X,n} - \hat{\mu}_{Y,m}|}{\sqrt{\frac{\sigma_X^2}{n} + \frac{\sigma_Y^2}{m}}}.$$

Sotto l'ipotesi nulla, grazie al TLC, sappiamo che  $T \sim N(0,1)$ .

• Calcoliamo i valori critici k definito come,

$$P(|T| < k) = 0.05.$$

Usando le tabelle otteniamo: k = -1.7089 e k = 1.7089.

Il valore osservato è all'interno dei valori critici dunque non rifiutiamo H<sub>0</sub>.