

TEST STATISTICO

Un test statistico è una procedura per VERIFICARE IPOTESI sul parametro θ (la legge) di un campione aleatorio.

e.g. Bernoulli ①

Test per infezione: contiamo quanti segmenti di DNA vengono colorati dal reagente.

Se ci sono n segmenti abbiamo esiti $x_1, \dots, x_n \in \{0, 1\}$

Consideriamo un campione di variabili aleatorie Bernoulli; (θ) $\theta \in [0, 1]$

Vogliamo stimare θ :

Il paziente è infetto se almeno l'1% dei segmenti sono colorati

C'è un'influenza della casualità su come scelgo il campione. Bisogna valutare la rilevanza.

e.g. Bernoulli ②

Controllo qualità: vogliamo confrontare la produzione di due stabilimenti.

Consideriamo misurazioni $x_1, \dots, x_n \in \{0, 1\}$ (0 corretto, 1 difettoso)

e $y_1, \dots, y_m \in \{0, 1\}$ (secondo stabilimento)

A prima vista potremmo stimare i parametri θ_1 e θ_2 di campioni indipendenti, $\theta_1, \theta_2 \in (0, 1)$

X_1, \dots, X_n e Y_1, \dots, Y_m rispettivamente Bernoulli(θ_1) e Bernoulli(θ_2)

In effetti però siamo interessati al singolo parametro $\theta_1 - \theta_2 = \theta \in (-1, 1)$

Dobbiamo decidere se accettare o meno l'ipotesi $\theta = 0$

e.g. Errori di misurazioni fisiche: effettuiamo n misurazioni di una qualità fisica (lunghezza) ③

Abbiamo esiti $x_1, \dots, x_n \in \mathbb{R}$ che descriviamo con

un campione X_1, \dots, X_n Gaussiana $N(m, \sigma^2)$

Dobbiamo decidere se accettare o meno l'ipotesi che m prenda un certo valore proposto

Def

Consideriamo un campione X_1, \dots, X_n con legge dipendente da un parametro $\theta \in \Theta \subseteq \mathbb{R}$,
assumiamo di avere una PARTIZIONE $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$, $\Theta_0 \cap \Theta_1 = \emptyset$

diciamo che le affermazioni

$$H_0) \theta \in \Theta_0$$

$$H_1) \theta \in \Theta_1$$

sono rispettivamente l'ipotesi NULLA e l'ipotesi ALTERNATIVA

↳ Quelle sotto a variazioni dei dati che dipendono dalla casualità dell'estrazione

C'è un'ASIMMETRIA tra H_0 e H_1 nelle procedure che scegliamo:

decidiamo se accettare o meno H_0

Un test per H_0 è dato da un evento $C \subseteq \Omega$, "regione omega"

che se si realizza conduce al rifiuto di H_0 :

① Se i dati x_1, \dots, x_n sono realizzati da $X_1(w), \dots, X_n(w)$ per un qualche $w \in C$

RIFIUTIAMO H_0 (test NEGATIVO)

② Se $(x_1, \dots, x_n) \neq (X_1(w), \dots, X_n(w)) \forall w \in C$ allora

ACCETTIAMO H_0 (test POSITIVO)

Quindi: rifiutando H_0 in senso stretto diciamo di non avere prove a sufficienza e
NON che abbiamo prove per H_1

E.g. le regioni critiche negli esempi precedenti possono essere scelte come:

① e ② $\{ \bar{X}_n > d \}$ con d a scelta

③ $\{ |\bar{X}_n - m_0| > d \}$ con d a scelta

Fissato $\alpha \in (0, 1)$, diciamo che il test di regione critica C ha livello α

se $\forall \theta \in \Theta_0$, $\underbrace{P_\theta(C)}_{\text{Probabilità di rifiutare } H_0} \leq \alpha$ (usualmente $\alpha = 0,05$ o $\alpha = 0,01$)

quando H_0 è verificata

(falso positivo)

La POTENZA del test è la funzione $(H_1) \ni \theta \mapsto P_\theta(C) \in [0,1]$

Vogliamo fissare il livello (porre un limite superiore all'errore di prima specie)

e massimizzare la potenza (minimizzare al contempo l'errore di seconda specie)

Z - TEST (esempio ③)

Test per la media di $N(m, \sigma^2)$ con σ noto.

Consideriamo ipotesi $H_0: m = m_0$

$H_1: m \neq m_0$

Cerchiamo la regione critica nella forma $C = \{|\bar{X}_n - m_0| > d\}$ e

determiniamo d imponendo livello α e massimizzando la potenza

$$P_{m_0}(|\bar{X}_n - m_0| > d) \leq \alpha$$

Prendiamo C il più grande possibile, quindi $= \alpha$

$$\alpha = P_{m_0}(|\bar{X}_n - m_0| > d) = P_{m_0}\left(\left|\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - m_0}{\sigma}\right| > \frac{\sqrt{n} d}{\sigma}\right) =$$

$$= 1 - P\left(|Z_n| < \frac{\sqrt{n} d}{\sigma}\right) = 1 - \left(2\Phi\left(\frac{\sqrt{n} d}{\sigma}\right) - 1\right) = 2\left(1 - \Phi\left(\frac{\sqrt{n} d}{\sigma}\right)\right)$$

$$\Downarrow$$
$$\Phi\left(\frac{\sqrt{n} d}{\sigma}\right) = 1 - \frac{\alpha}{2} \rightarrow d = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

Per effettuare il test:

- Fissare $\alpha = 0,05\%$

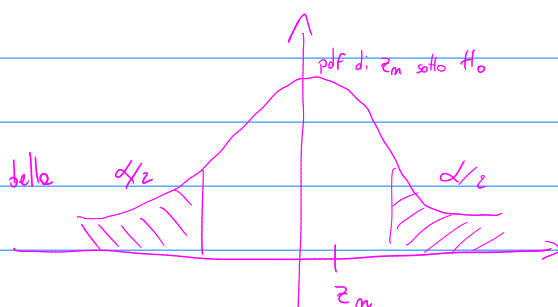
- Consideriamo gli esiti x_1, \dots, x_n

- Verifichiamo se è avvenuto l'evento $C = \{|\bar{X}_n - m_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1-\frac{\alpha}{2}}\}$

ovvero se $|\bar{X}_n - m_0| > \frac{\sigma}{\sqrt{n}} q_{1-\frac{\alpha}{2}}$

cioè, posto $Z_n = \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - m_0}{\sigma}$ vale $|Z_n| > q_{1-\frac{\alpha}{2}}$

IDEA: $\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - m_0}{\sigma}$ è $N(0,1)$ solo se $m = m_0$, ovvero se l'esito Z_n della misurazione è verosimile sotto l'ipotesi nulla



P-VALUE

Oss: la scelta di α è arbitrario, però:

- ① se α è molto piccolo, non avrò quasi mai errore di prima specie
ma C sarà piccola e sarà dunque facilissimo errore di seconda specie
- ② Viceversa se α non è piccolo abbastanza non sto controllando l'errore di prima specie

DEF: se abbiamo determinato una regione critica $C(\alpha)$ di livello α (per un'ipotesi nulla H_0) $\theta \in (H_0)$

dati gli esiti X_1, \dots, X_n dell'esperimento

il P-VALUE è il numero $\bar{\alpha}$ tale che:

- se $\alpha < \bar{\alpha}$ il test accetta H_0
- se $\alpha > \bar{\alpha}$ il test rifiuta H_0

IDEA: il p-value è la probabilità calcolata sotto H_0 di ottenere esiti più estremi di quelli misurati

Nel caso del test Z cerchiamo

$$\begin{aligned}\bar{\alpha} &= P_{H_0} \left(\left| \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma} \right| > \left| \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu_0}{\sigma} \right| \right) = \\ &= P(|Z_n| > |z_n|) = 2(1 - \Phi(|z_n|))\end{aligned}$$

Solitamente: si considera H_0 plausibile se il p-value è piccolo (≈ 0.1)