

Contents

1	Introduzione	2
1.1	Intervalli di confidenza (Bilaterali)	7
1.2	Intervalli di confidenza (Unilaterali)	9
1.3	Esempio:	9
1.4	Intervallo di confidenza	10
1.5	Integrali Monte Carlo	11
1.6	Intervallo di confidenza di Bernoulli	11
2	Intervalli di confidenza	12
2.1	Intervallo di confidenza nella varianza	12
2.2	Intervallo di confidenza	13
2.3	Intervallo di previsione	15
2.4	Qualità di uno stimatore	16
2.5	Proprietà di uno stimatore	16
2.6	Stimatore unbaiese	17
2.7	Valutazione di uno stimatore	17
2.8	Esempio:	17
3	Test di ipotesi	19
3.1	Metodologia alternativa	21
3.2	Test di H_p unilaterale	22

1 Introduzione

$$X_1 = 1.7$$

$$X_2 = 1.82$$

$$X_3 = 1.73$$

$$X_4 = 1.7$$

$$X_5 = 1.8$$

$\hat{\theta}$? Altezza della popolazione

Possibile soluzione :

$$\hat{\theta}_a = \frac{1}{n} \sum_4^5 x_i = \frac{1.7 + 1.82 + 1.73 + 1.7 + 1.8}{5} = \frac{8.75}{5} = 1.75$$

$$\hat{\theta}_b = \frac{\min(x_i) + \max(x_i)}{2} = \frac{3.52}{2} = 1.76$$

$$\hat{\theta}_c = \frac{1}{3} \sum_2^4 x_i = \frac{1}{3}(1.8 + 1.73 + 1.7) = \frac{5.23}{3} = 1.743$$

Scartiamo il più *piccolo* e il *massimo*, calcolando poi la **media** dei rimanenti

Stima parametrica (Point) Parametric Estimation

Ipotesi: - Esiste un parametro θ incognito n dati a disposizione $\{X_1, X_2, X_n\}$

Legge di probabilità che descrive il fenomeno che ha generato i dati

Formula generica: Bayes

$$P(\theta/X_1 \dots X_n) = \frac{P(X_1 \dots X_n/\theta)P(\theta)}{P(X_1 \dots X_n)}$$

Verosomiglianza (likelihood)

MLE Maximum Likelihood Estimation (Stima a Massima Verosomiglianza)

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmax} L(\theta) = \operatorname{argmax} [f(X_1 \dots X_n / \theta)]$$

Esempio (Legge -> Distribuzione di Poisson)

$$\begin{aligned} f(X_1, X_2 \dots X_n / \theta) &= f(X_1 / \theta) \cdot f(X_2 / \theta) \dots f(X_n / \theta) \\ &= \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x_1}{\theta}} \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x_2}{\theta}} \cdot \dots \cdot \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x_n}{\theta}} \\ &= \frac{1}{\theta^n} e^{-\frac{1}{\theta} \sum_i x_i} \end{aligned}$$

Esempio (MLE Ipotesi di Bernoulli)

$$X_i = \begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases}$$

$$P\{X_i = 1\} = 1 - P\{X_i = 0\}$$

$$P\{X_i = x\} = P^x (1 - P)^{1-x} \quad x \in \{0, 1\}$$

Dove **X** è una *variabile aleatoria* e **x** una *variabile sperimentale*

$$f(x_1 \dots x_n / P) = P^{x_1} (1 - P)^{1-x_1} \cdot P^{x_2} (1 - P)^{1-x_2} \dots P^{x_n} (1 - P)^{1-x_n} =$$

$P^{\sum_i x_i} (1 - P)^{n - \sum_i x_i} \longrightarrow$ Bisogna trovare il **massimo** della funzione

$$\begin{aligned}
\log(f(x_1 \dots x_n/P)) &= \sum_1^n x_i \log P - (n - \sum_i^n x_i) \log(1 - P) \\
&= \frac{d}{dP} [\log(f)] = 0 = \frac{1}{\hat{P}} \sum_i^n x_i - \frac{n - \sum_i^n x_i}{(1 - \hat{P})} \\
&= (1 - \hat{P}) \sum_i^n x_i = \hat{P} (n - \sum_i^n x_i) \\
&= \hat{P} = \frac{\sum_i^n x_i}{n} \quad \text{MLE}
\end{aligned}$$

Esercizio 1 Probabilità che Oneto dia 30L (Lode)

$$n = 120$$

$$\sum_i^{120} x_i = 18$$

$$\hat{P} = \frac{18}{120} = 0.15 \rightarrow 15\%$$

Esercizio 2 N studenti da 30 e lode

$$n_1 = 18 \leftarrow \text{Oneto}$$

$$n_2 = 20 \leftarrow \text{Anguilla}$$

$$n_{1,2} = 10 \leftarrow 30L \text{ sia con Oneto che con Anguilla}$$

$$N = ? \quad \text{Studenti da } \mathbf{30 \text{ e Lode}}$$

$$\hat{P}_1 \approx \frac{n_1}{n_2}$$

$$\hat{P}_1 \approx \frac{n_1}{N}$$

$$\frac{n_{1,2}}{n_2} = \frac{n_1}{N}$$

$$\Rightarrow N = \frac{n_1 \cdot n_2}{n_{1,2}} \rightarrow \frac{18 \cdot 20}{10} = 36$$

MLE POISSON

$$\begin{aligned}f(x_1, x_2 \dots x_n / \lambda) &= \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_1}}{x_1!} \cdot \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_2}}{x_2!} \dots \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_n}}{x_n!} \\&= \frac{e^{-n\lambda} \lambda^{\sum_i x_i}}{x_1! x_2! \dots x_n!}\end{aligned}$$

Formula generica: $\lambda = \frac{\sum_i x_i}{n}$ MLE

Esercizio 3 Stima del numero di incidenti medio in auto $n = 10$

$$x_1 = \{4, 0, 6, 5, 2, 1, 2, 0, 4, 3\}$$

$$\hat{\lambda} = \frac{\sum_i x_i}{n} = \frac{27}{10} = 2.7$$

$$P\{x \leq 2\} = e^{-2.7} \left(\frac{2.7^0}{0!} + \frac{2.7^1}{1!} + \frac{2.7^2}{2!} \right) \approx .4936 \rightarrow 49.36\%$$

Probabilità che non ci siano più di **2 incidenti**

MLE UNIFORME

$$f(x_1, x_2 \dots x_n / \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n} & 0 < x_i < \theta \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$\hat{\theta} = \max\{x_i\}$$

$$\frac{\hat{\theta}}{2} = \frac{\max\{x_i\}}{2}$$

MLE GAUSSIANA

$$f(x_1, x_2 \dots x_n / \mu, \sigma) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\left(\frac{1}{2\pi}\right)^{\frac{n}{2}} \frac{1}{\sigma^n} e^{\frac{-\sum_i (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$$\log[f] = -\frac{n}{2} \log 2\pi - n \log \sigma - \frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}$$

$$\frac{d \log f}{d \mu} = 0 = \frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{\sigma^2} \longrightarrow \hat{\mu} = \frac{\sum_i x_i}{n}$$

$$\frac{d \log f}{d \sigma} = 0 = -\frac{n}{\sigma} + \frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{4\sigma^4} \longrightarrow \sigma = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \mu)^2}{n}}$$

Esercizio primo

$$x_1 = 1.7$$

$$x_2 = 1.82$$

$$x_3 = 1.73$$

$$x_4 = 1.7$$

$$x_5 = 1.8$$

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_i x_i}{n} = \frac{1.7 + 1.82 + 1.73 + 1.7 + 1.8}{5} = 1.75$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{0.05^2 + 0.07^2 + 0.02^2 + 0.05^2 + 0.05^2}{5}} \approx 0.051$$

Intervalli di confidenza normali TODO

Intervalli di confidenza gaussiani σ^2 Nota

$$x_1, x_2, \dots, x_n$$

$$\hat{\mu} \longleftarrow \mu$$

$$\frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$P(-1.96 < \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} < +1.96) = 0.95$$

$$\begin{aligned} &\longrightarrow P\left(-1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} - \mu < 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \\ &P\left(\bar{x} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \bar{x} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

Esempio: Sistema di comunicazione $\sigma^2 = 4$ $n = 9$

$$x_1 = \{5.85, 12, 15, 7, 9, 7.5, 6, 5, 10.5\}$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_i^n x_i = \frac{1}{9} \sum_i^n x_i = \frac{81}{9} = 9$$

$$P\left(9 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{m}} < \mu < 9 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{m}}\right) = 0.95$$

$$p\left(9 - 1.96 \frac{2}{3} < \mu < 9 + 1.96 \frac{2}{3}\right) = 0.95$$

$\longrightarrow [7.693, 10.31] \rightarrow \mu$ si trova tra 7.693 e 10.31

In generale Prob = $1 - \alpha$

$$\left(\bar{x} - z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \rightarrow \text{Si rileva dalle tavole}$$

1.1 Intervalli di confidenza (Bilaterali)

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_i^n x_i$$

$$x_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$\bar{X} \sim \left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\mathcal{Z} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad \text{Var}\left(\frac{x}{2}\right) = \frac{1}{\sigma^2} \text{Var}(x)$$

Supponiamo che σ sia nota:

$$\Pr \left\{ -z_{\frac{\alpha}{2}} < Z < +z_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr \left\{ -z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{m}}} < +z_{\frac{\alpha}{2}} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr \left\{ -z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} < \bar{x} - \mu < +z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} \right\}$$

$$\Pr \left\{ -\bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} < -\mu < -\bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} \right\} =$$

$$\Pr \left\{ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} < \mu < \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{m}} \right\} = 1 - \alpha$$

1.2 Intervalli di confidenza (Unilaterali)

$$\Pr \{z < z_\alpha\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr \left\{ \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{m}}} < z_\alpha \right\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr_r \left\{ \bar{x} - \mu < z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{m}} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr \left\{ -\mu < -\bar{x} + z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{m}} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\Pr \left\{ \bar{x} - z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{m}} < \mu \right\} = 1 - \alpha$$

$$\mu \in \left(\bar{x} - z_\alpha \frac{\sigma}{\sqrt{m}}, +\infty \right)$$

1.3 Esempio:

Pesca stagionale dei salmoni (*Fisso intervallo* -> *trovo n*)

Ad ogni stagione il peso medio dei salmoni è diverso ma $\sigma = 0.3$ Kg

Intervallo di confidenza al 95%, quindi $\alpha = 0.05$

$$(\bar{X} - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \geq 0.1 \quad \sqrt{n} \geq \frac{1.96}{0.1} \sigma$$

$$n \geq \left(\frac{1.96}{0.1} 0.3 \right)^2 = 5.88^2 \approx 34.6 \leftarrow \text{salmoni}$$

1.4 Intervallo di confidenza

con *media* e *varianza* **incognite**

$$Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \quad \text{Non nota}$$

$$\begin{aligned} s^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i^2 - n\bar{x}^2) \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i^2 + \bar{x}^2 - 2x_i\bar{x}) \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_i x_i^2 + \frac{n\bar{x}^2}{n-1} - 2\bar{x} \frac{\bar{x}n}{n-1} \end{aligned}$$

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim T_n - 1 \quad (\text{T studenti con } n \text{ gradi di libertà})$$

Esempio: Trasimittente (μ) e ricevitore ($\mu + \text{rumore}$)

$$95\%(7.69, 10.31) \quad \hat{\mu} = 9, \sigma^2 = 4$$

$$X_i \{5, 8.5, 12, 15, 7, 9, 7.5, 6.5, 10.5\}$$

$$\hat{\mu} = \bar{X} = \frac{1}{9} \sum_i X_i = \frac{81}{9} = 9$$

$$s^2 = \frac{1}{8} \sum_i (X_i^2 - 9.81) \approx 9.5 \quad s = 3.082$$

$$\mu \in \left(9 - 2.306 \frac{3.082}{3}, 9 + 2.306 \frac{3.082}{3} \right) = (6.63, 11.37)$$

Si può dimostrare che $T_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \mathbb{E}[S] \geq z_{\alpha} \sigma$

1.5 Integrali Monte Carlo

$$\theta = \mathbb{E}[f(u)] = \int_{-\infty}^{+\infty} f(u)p(u) du = \int_{-\infty}^{+\infty} f(u) du$$

Esempio :

$$\int_0^1 \sqrt{1-x^2} dx = ? \quad \mathbb{E}[\sqrt{1-x^2}] \quad n = 100$$

$$X_i = \sqrt{1-U_i^2} \quad X = \{X_1, X_2 \dots X_{100}\}$$

$$\hat{\theta} = \bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}, 99 \frac{s}{\sqrt{100}} \rightarrow \text{Per vedere se il risultato è corretto (confidenza)}$$

1.6 Intervallo di confidenza di Bernoulli

n esperimenti

Binomiale

media np

varianza np(1-p)

$$\hat{P} = \frac{1}{n} \sum_i^n X_i \quad X_i \in \{0, 1\}$$

$$X = n\hat{P} \quad P_r\{-z_{\frac{\alpha}{2}} < z < z_{\frac{\alpha}{2}} \approx 1 - \alpha\}$$

$$\text{Dove } z = \frac{X - np}{\sqrt{np(1-p)}}$$

$$\frac{x - nP}{\sqrt{nP(1-P)}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

$$\begin{aligned} \rho_r \left\{ -z_{\frac{\alpha}{2}} < \frac{x - mp}{\sqrt{mp(1 - \hat{p})}} < z_{\frac{\alpha}{2}} \right\} &\cong 1 - \alpha \\ \rho_r \left\{ \hat{p} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{p(1 - p)}{m}} < \mu < \hat{p} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\hat{p}(1 - \hat{p})}{m}} \right\} &\simeq 1 - \alpha \end{aligned} \quad (1)$$

2 Intervalli di confidenza

Se σ^2 è nota allora:

$$X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \quad \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_i^n X_i$$

$$\mu \in (-\infty, \bar{X} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$\mu \in (\bar{X} - z_{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}, \bar{X} + z_{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}) \quad p_r(1 - \alpha)$$

$$\mu \in (-\infty, \bar{X} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$\mu \in (\bar{X} - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \infty)$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (X_i - \bar{X})$$

Se σ^2 è ignota allora:

$$\mu \in (\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}}, n - 1 \frac{s}{\sqrt{n}}) \quad \sigma^2 \rightarrow s^2 = z \rightarrow t$$

2.1 Intervallo di confidenza nella varianza

$$(n-1) \frac{S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2 \quad X_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$p_r \left\{ \mathcal{X}_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \leq (n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} \leq \mathcal{X}_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \right\}$$

$$p_r \left\{ \frac{s^2(n-1)}{\mathcal{X}_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2} \leq \sigma^2 \leq \frac{s^2(n-1)}{\mathcal{X}_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2} \right\} = 1 - \alpha$$

$$\sigma^2 \in \left(\frac{s^2(n-1)}{\mathcal{X}_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2}, \frac{s^2(n-1)}{\mathcal{X}_{1-\frac{\alpha}{2}, n-1}^2} \right) \quad p_r = 1 - \alpha$$

Esempio: Laminatoio $n = 4$ $X_i = \{0.123, 0.124, 0.126, 0.12\}$ spessore in **mm**

Svolgimento

$$\frac{1}{4} \sum_i^4 X_i = \frac{0.493}{4} = 0.12325$$

$$\frac{1}{4-1} \sum_i^4 (X_i - 0.12325)^2 = 1.875 \cdot 10^{-5}$$

$$\sigma^2 \in \left(\frac{s^2(n-1)}{9.348}, \frac{s^2(n-1)}{0.216} \right)$$

Dove **9.348** e **0.216** sono ricavati dalle tabelle

Facciamo la radice:

$$\sigma \in (0.0014, 0.0093) \rightarrow 95\%$$

2.2 Intervallo di confidenza

della differenza di due medie:

N campioni

$$X_i \sim \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_i^n X_i$$

M campioni

$$Y_i \sim \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{m} \sum_i^m Y_i$$

$$\bar{X} - \bar{Y} \sim \mathcal{N}\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}\right)$$

$$\mathcal{N}(0, 1) \sim \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}}$$

$$\mu_1 - \mu_2 \in \left(\bar{X} - \bar{Y} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}}, \bar{X} - \bar{Y} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n} + \frac{\sigma_2^2}{m}} \right)$$

Se σ_1^2, σ_2^2 non sono note:

$$S_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$s_2^2 = \frac{1}{m-1} \sum_i^m (X_i - \bar{Y})^2$$

$$(n-1) \frac{S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$(n-1) \frac{s_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

Possiamo andare avanti solo se $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$

$$(n-1) \frac{s_1^2}{\sigma^2} + (n-1) \frac{s_2^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n+m-2}^2$$

$$\begin{aligned} \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma^2(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})}} &\longrightarrow \frac{\bar{X} - \bar{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_p(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})}} \\ &\sim \mathcal{N}(0, 1) && \sim T_{n+m-2} \end{aligned}$$

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

Se σ sono ignote ma uguali

$$\mu_1 - \mu_2 \in (\bar{X} - \bar{Y} - T_{\frac{\alpha}{2}, n+m-2} \sqrt{s^2(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})})$$

$$\bar{X} - \bar{Y} + T_{\frac{\alpha}{2}, n+m-2} \sqrt{s^2(\frac{1}{n} + \frac{1}{m})}$$

2.3 Intervallo di previsione

$$X_1, \dots, X_n, X_{n+1} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_i^n X_i \quad \bar{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$$

$$\bar{X}_n - X_{n+1} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n}) \rightarrow (\mu - \mu, \sigma^2 + \frac{\sigma^2}{n})$$

$$\sigma^2(1 + \frac{1}{n}) \quad \frac{X_n - X_{n+1}}{\sigma \sqrt{1 + \frac{1}{n}}} \sim \mathcal{N}(0, 1) \quad s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (X_i - \bar{X}_n)^2$$

$$X_{n+1} \in (\bar{X}_n - T_{\frac{\alpha}{2}, n-1} s_n \sqrt{1 + \frac{1}{n}}, \bar{X}_n + T_{\frac{\alpha}{2}, n-1} s_n \sqrt{1 + \frac{1}{n}}) \rightarrow P_r(1 - \alpha)$$

Esempio smartwatch contapassi $n = 7$

<i>LUN</i>	6922	X_1	<i>GIO</i>	7432	X_4
<i>MAR</i>	5333	X_2	<i>VEN</i>	6252	X_5
<i>MER</i>	7420	X_3	<i>SAB</i>	7005	X_6

$$DOM \quad 6752 \quad X_7$$

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_i^m X_i = \frac{47016}{7} \approx 6717$$

$$1 - \alpha = 95\% \quad \alpha = 5\%$$

$$t_{0.0025,6} = 2.997$$

$$S_n = \sqrt{S_n^2} = 7.333.8$$

$$x_{n+1} \in (6717 - 2.447 \cdot 733397 \sqrt{1 + \frac{1}{7}}, 6717 + 2.447 \cdot 733397 \sqrt{1 + \frac{1}{7}})$$

$$X_{n+1} \in (9796, 8637) \mu \in (6037, 7396)$$

2.4 Qualità di uno stimatore

$X = X_1 \dots X_n$ $\theta \leftarrow$ parametro $d(x) \leftarrow$ stimatore di θ

$$(d(x) - \theta)^2 \quad \mathbb{E}[(d(x) - \theta)^2]$$

Errore Quadratico (*misura della qualità*) Errore Quadratico Medio (*M.S.E*)

Rischio $r(d, \theta) = \mathbb{E}[(d - \theta)^2]$ Lo stimatore "ottimo" sarà quello con il rischio minimo

-> d con r minimo θ

Esempio $d^*(x) = 4$ se $\theta = 4 \Rightarrow d^* =$ stimatore ottimo (per tutti gli altri valori non va)

2.5 Proprietà di uno stimatore

Def: $b_\theta(d) = \mathbb{E}[d] - \theta \rightarrow$ bias o polarizzazione Uno stimatore non è **polarizzato**

se $b_\theta(d) = 0$

Esempio : $X_1 \dots X_n$ θ media

$$d_1(X_1 \dots X_n) = X_1$$

$$d_2(X_1 \dots X_n) = \frac{X_1 + X_2}{2}$$

$$d_3(X_1 \dots X_n) = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n}$$

Tutti questi sono **unbiased**

2.6 Stimatore unbaiese

$$r(d, \theta) = \mathbb{E}[(d(x) - \theta)^2] = \mathbb{E}[(d(x) - \mathbb{E}[d(x)])^2] = \text{Var}(d)$$

tra gli stimatori non polarizzati di ottimo è quello con la varianza minima

2.7 Valutazione di uno stimatore

$$X = X_1 \dots X_n \quad \theta = ?$$

Dove θ è un *parametro* e $d(x)$ è uno *stimatore* di θ

$$r(d, \theta) (\text{mse}) \text{ rischio} \quad b_\theta(d) = \mathbb{E}[d] - \theta$$

$$\text{se } b_\theta(d) = 0 \Rightarrow r(d, \theta) = \text{Var}(d)$$

$$\text{se } b_\theta(d) \neq 0 ? \quad r(d, \theta) = ?$$

$$\begin{aligned} r(d, \theta) &= \mathbb{E}[(d(x) - \theta)^2] = \mathbb{E}[(d(x) - \mathbb{E}[d] + \mathbb{E}[d] - \theta)^2] \\ &= \mathbb{E}[(d - \mathbb{E}[d])^2 + (\mathbb{E}[d] - \theta)^2 - 2(d - \mathbb{E}[d])(\mathbb{E}[d] - \theta)] \\ &= \mathbb{E}[(d - \mathbb{E}[d])^2] + \mathbb{E}[(\mathbb{E}[d] - \theta)^2] - 2(\mathbb{E}[d] - \theta) \cdot \mathbb{E}[(d - \mathbb{E}[d])] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r(d, \theta) &= \mathbb{E}[(d - \mathbb{E}[d])^2] + \mathbb{E}[(\mathbb{E}[d] - \theta)^2] \\ &= \text{Var}(d) + b_\theta(d)^2 \leftarrow \text{bias}^2 \end{aligned}$$

2.8 Esempio:

Stimatore della media di una *distribuzione uniforme*

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_i] &= \theta/2 & d_1 &= \frac{1}{n} \sum_i^n X_i \\ X_1, X_2 \dots X_n & & d_2 &= \max X_i \end{aligned}$$

$$d_1 : \mathbb{E}[d_1] = \frac{2}{n} \sum_i \mathbb{E}[X_i] = \frac{2}{n} n \frac{\theta}{2} = \theta$$

$$r(d_1, \theta) = \text{Var}(d_1) = \frac{4}{n^2} n \text{Var}(X_i) = \frac{4}{n} \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{3n} \Leftarrow \text{Unbiased}$$

$$\begin{aligned} F_2(x) &= P_r\{d_2(x) \leq x\} = P_r\{\max X_1 \leq x\} \\ &= P_r\{X_1 \leq x, \forall i \in 1\} = \prod_{i=1}^n P_r\{X_i \leq x\} = \left(\frac{x}{\theta}\right)^n \\ f_2(x) &= \frac{d}{dx} F_2(x) = n \frac{x^{n-1}}{\theta^n} \quad x \leq \theta \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[d_2] = \int_0^\theta x f_x(x) dx = \int_0^\theta \frac{n}{\theta^n} x^n dx = \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{x^{n+1}}{n+1} \Big|_0^\theta \right] = \frac{n}{n+1} \theta$$

$$\mathbb{E}[d_2^2] = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^2 f(x) dx = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^{n+1} dx = \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{x^{n+2}}{n+2} \Big|_0^\theta \right] = \frac{n}{n+2} \theta^2$$

$$\text{Var}(d_2) = \mathbb{E}[d_2^2] - \mathbb{E}[d_2]^2 = \frac{n}{n+2} \theta^2 - \frac{n^2}{(n+1)^2} \theta^2 = \frac{n}{(n+2)(n+1)^2} \theta^2$$

$$r(d_2, \theta) = \text{Var}(d_2) + (\mathbb{E}[d_2] - \theta)^2 = \frac{2 \cdot \theta^2}{(n+1)(n+2)}$$

$$n \geq 4 \quad r(d_2, \theta) < r(d_1, \theta) \quad d_3 = \frac{n+1}{n} d_2$$

In sintesi

$$r(d_1, \theta) = \frac{\theta^2}{3n} \Leftarrow \text{Unbiased}$$

$$r(d_2, \theta) = \frac{2\theta^2}{(n+1)(n+2)} \Leftarrow \text{Biased}$$

$$r(d_3, \theta) = \frac{\theta^2}{n^2 + 2n} \Leftarrow \text{Unbiased}$$

$$r(d_4, \theta) = \frac{\theta^2}{(n+1)^2} \Leftarrow \text{Biased}$$

3 Test di ipotesi

Ipotesi: Affermazione rispetto a uno o più parametri di una distribuzione Ipotesi da confutare: H_0 (ipotesi nulla)

Esempio :

$$\begin{aligned} X_1 \dots X_n &\sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \\ H_0 : \mu &= 0 \\ H_a : \mu &\neq 0 \end{aligned} \tag{2}$$

Diamo per scontato che l'ipotesi sia **vera**
Dobbiamo cercare di *confutarla*

Definizione Regione critica tale che:

$(X_1 \dots X_n) \in C \rightarrow H_0$ è rifiutata

$(X_1 \dots X_n) \notin C \rightarrow H_0$ è accettata

α = Livello di **significatività** del test ($\alpha = 10\%, 5\% \dots$)

Procedimento

- Fisso alpha
- Suppongo che α sia vera
- calcolo stima di μ
- verifico che non sia "*troppo distante*"

$$X_1 \dots X_n \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$H_0 : \mu = \mu_0 \quad H_a : \mu \neq \mu_0$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_i X_i$$

$$\textbf{Regione critica} \quad \{(X_1 \dots X_n) : |\bar{X} - \mu_0| > c\}$$

$$P_{r_{\mu_0}} \{|\bar{X} - \mu_0| > c\} = \alpha$$

$$P_{r_{\mu_0}} \left\{ \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} > \frac{c}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \right\} = \alpha$$

$$P_{r_{\mu_0}} \{|z| > z_\alpha\} = \alpha$$

Esempio (5 transissioni)

$$n = 5$$

$$\bar{X} = 9.5$$

$$H_0 : \mu = 8$$

$$\alpha = 5\%$$

Ipotizzando che H_0 sia vera:

$$\frac{|\bar{X} - \mu|}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{|9.5 - 8|}{\frac{2}{\sqrt{5}}} \approx 1.68$$

Se:

$\alpha = P_r(\text{rifiuto } H_0 / H_0 \text{ vera})$

$\alpha \uparrow$ più "facile" rifiutare l'ipotesi

$\alpha \downarrow$ più "difficile" rifiutare l'ipotesi

3.1 Metodologia alternativa

$$Ts = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \rightarrow \text{Statistica di test}$$

P -value = **probabilità** di ottenere un valore più "anomalo" di quello osservato

Esempio: $X_i \sim \mathcal{N}(\mu, 4)$

$$n = 5$$

$$H_0 : \mu = 8$$

$$\bar{X} = 8.5$$

$$H_a : \mu \neq 8$$

$$\frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{|8.5 - 8|}{\frac{2}{\sqrt{5}}} = \frac{\sqrt{5}}{2} 0.5 \approx 0.559$$

$$P\{|z| > 0.559\} = 2P\{z > 0.559\} \approx 2 \cdot 0.288 = 0.579 \rightarrow P\text{-value}$$

Se $\bar{X} = 11.5$:

$$\frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{|11.5 - 8|}{\frac{2}{\sqrt{5}}} \approx 3.913$$

$$P\{|z| > 3.913\} = 2P\{z > 3.913\} \leq 0.00005 \rightarrow \text{Rifiuto ipotesi } H_0$$

3.2 Test di Hp unilaterale

$$H_0 : \mu = \mu_0 (\mu \leq \mu_0)$$

$$H_a : \mu > \mu_0$$

$$C = \{(X_1 \dots n) \cdot \bar{X} - \mu_0 > c\}$$

$$P_{r_{\mu_0}}\{\bar{X} - \mu_0 > c\} = P_r\left\{\frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} > \frac{c}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right\} = P_{r_{\mu_0}}\{z > z_\alpha\} = \alpha$$

$$\text{Statistica test } \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \leq z_\alpha \text{ accetto}$$