

STATISTICA DESCRITTIVA

Σ : popolazione

γ : carattere

$\underline{y} = (y_1, y_2, \dots, y_N)$
rilevazione slettiva

N : taglie di Σ

STATISTICA

INFERNZIALE PARAMETRICA

Ω : spazio campione

X : genitrice

$$\underline{X} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$$

Campione casuale semplice

le r.a. x_1, x_2, \dots, x_n
 \Leftarrow sono indipendenti e somiglianti
a X e si chiamano "Osservazioni"

$$\underline{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$$

realizzazione del campione

n : taglia del campione

una funzione di \underline{X} ,

$$T = t(\underline{X})$$

è chiamata "statistica"
e se essa viene usata a
scopo di stime è chiamata
"stimatore"

La disciplina è denominata "STATISTICA" in quanto traduzione del vocabolo inglese STATISTICS, ovvero è una disciplina che "tratta" le funzioni di un campione casuale.

ESEMPIO

Per illustrare le differenze tra punto campione - campione - realizzazione

improne, compone e caratterizza
del campione.

$$X \sim B(1, p), \quad n=10$$

$$\underline{\omega} \left| \begin{array}{c} (T, C, C, T, C, C, T, T, T, T) \\ (1 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 1 \ 1 \ 1 \ 1) \\ x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10} \\ \uparrow \ \uparrow \end{array} \right.$$

$$X \sim X_1 \sim X_2 \sim X_3 \sim X_4 \sim X_5 \sim X_6 \sim X_7 \sim X_8 \sim X_9 \sim X_{10}$$

inolvidenti

□

ESEMPI DI STATISTICHE

$$T = x_1 + x_2 + \dots + x_n \quad \begin{matrix} \text{la somma} \\ \text{delle osservazioni} \end{matrix}$$

$$\bar{x} = \frac{T}{n}$$

$$\bar{X} = \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{la media campionaria}$$

$k \in \mathbb{N}, \bar{X}^{(k)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k$ il momento empirico
di ordine k

ovviamente

$$\bar{X}^{(1)} = \bar{X}$$

e

$\bar{X}^{(1)}$ è l'alter ego "campionario" di

$$\gamma_X = \gamma_1 = E(X) \quad \text{media}$$

$k \in \mathbb{N}, \bar{X}^{(k)}$ è l'alter ego "campionario" di

$$\gamma_k = E(X^k) \quad \begin{array}{l} \text{momento teorico} \\ \text{di ordine } k \end{array}$$

Risultato importante

Si ha che :

$$K \in \mathbb{N}, \quad \bar{X}^{(k)} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{?} \gamma_k = \mathbb{E}(X^k).$$

In altri termini, al crescere delle taglie n il momento campionario di ordine k tende (in un senso che sarà specificato nelle prossime lezioni) a un valore deterministico che coincide con il momento teorico di ordine K (se esistente e finito).

□

Questo risultato è alla base del "me-

“metodo dei momenti” che è utile per la costruzione degli stimatori.

METODO DEI MOMENTI

Si preferisce di far precedere l'esposizione del metodo da alcuni esempi.

ESEMPIO

a) $X \sim B(1, p)$, $p \in (0, 1)$ incognito.

Fatto teorico

b) $\gamma'_1 = E(X) = p$. (*)

Fatto teorico (sperimentale)

c) (X_1, X_2, \dots, X_n) e $X_1 \sim X$.
c.c.s.

Metodo

d) sostituire γ_1' con $\bar{X}^{(1)} = \bar{X}$.

L'equazione (*) diventa

$$\bar{X} \approx p$$

da cui scaturisce la seguente definizione

$$\hat{P}_{MM} := \bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \quad (\hat{P}_{MM} \neq p)$$

↓
v.a. media campionarie

Conclusione: lo stimatore del parametro

di una v.a. di Bernoulli inoltrato con il metodo dei momenti è la media campionario.

Quando si ottiene la realizzazione del campione $\underline{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ allora

$$\hat{\tau}_{MM} = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{media aritmetica}$$

fornisce la stima di p .

□

ESEMPIO 2

a) $X \sim G(p)$, $p \in (0,1)$ e p incognito.

Fatto teorico

b) $\gamma'_1 = \mathbb{E}(X) = \frac{1}{\nu} .$ (**)

Fatto teorico (sperimentale)

c) (X_1, X_2, \dots, X_n) e $X_1 \sim X$.
c.c.s.

Metodo

d) sostituire γ'_1 con $\bar{X}^{(1)} = \bar{X}$.

L'equazione (**) diventa

$$\bar{X} \approx \frac{1}{\nu}$$

da cui scaturisce la seguente definizione

$$\hat{P}_{MM} := \frac{1}{\bar{x}} = (\bar{x})^{-1} \left(\underbrace{\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n}}_{\text{reciproco delle medie campionarie}} \right)^{-1} \quad (\hat{P}_{MM} \neq p)$$

↓
v.a.

Conclusione: lo stimatore del parametro di una v.a. geometrica individuato con il metodo dei momenti è il reciproco delle medie campionarie.

Quando si ottiene $\underline{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$
allora

$$\hat{T}_{MM} = \frac{1}{\bar{x}} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^{-1} \quad \text{media aritmetica}$$

fornisce la stima di p .

□

ESEMPIO 3

a) $X \sim \text{PI}(\lambda)$, $\lambda > 0$ incognito,

b) $\hat{\gamma}_1 = \lambda$

c) $\underline{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$

d) sostituire $\hat{\gamma}_1$ con \bar{x} :

$$\bar{x} \approx \lambda \Rightarrow$$

stimatore $\hat{\lambda}_{MM} := \bar{x}$, $(\hat{\lambda}_{MM} \neq \lambda)$

at..... $\hat{\gamma} - \bar{x}$

Summer

$\hat{\mu}_M = \bar{x}$

Conclusione: lo stimatore del parametro
di una v.a. di Poisson individuato con
il metodo dei momenti è la media com-
pionaria.

□

ESEMPIO 4

a) $X \sim N(\gamma, \sigma^2)$, $\gamma \in \mathbb{R}$
 $\sigma^2 > 0$ incogniti

b) $E(X) = \gamma$

$$D^2(X) = \sigma^2 \Leftrightarrow E(X^2) - E^2(X) = \sigma^2$$

$$\Leftrightarrow \mathbb{E}(X^2) = \sigma^2 + \gamma^2$$

$$\begin{cases} \mathbb{E}(X) = \gamma \\ \mathbb{E}(X^2) = \sigma^2 + \gamma^2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \gamma = \mathbb{E}(X) \\ \sigma^2 = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X) \end{cases}$$

$$\Leftrightarrow \begin{cases} \gamma = \mathbb{E}(X) \\ \sigma^2 = \mathbb{E}(X^2) - \mathbb{E}^2(X) \end{cases}$$

c) $\underline{x} = (x_1, \dots, x_n), \quad x_i \sim X$
 C.C. Δ

ol) sostituire γ'_1 con \bar{x} e $\gamma'_2 = \mathbb{E}(X^2)$ con $\bar{X}^{(2)}$:

$$M \approx \bar{X}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\sigma}^2 \approx \bar{x}^{(2)} - (\bar{x})^2 \\ \Rightarrow \end{array} \right.$$

stimatore per γ

$$\hat{\gamma}_{MM} := \bar{x}$$

stimatore per σ^2

$$\hat{\sigma}_{MM}^2 := \bar{x}^{(2)} - (\bar{x})^2$$

Conclusione: lo stimatore del parametro bidimensionale di una v.a. di Gauss individuato con il metodo dei momenti è la coppia costituita dalle statistiche media campionaria e differenza tra il momento campionario del secondo ordine e il quadrato delle medie campio-

maria

Se si desidera ottenere uno stimatore per σ basta osservare che

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}^2} = f(\hat{\sigma}^2)$$

la radice quadrata è funzione continua in tutto il suo dominio

e applicare la stessa funzione allo stimatore di σ^2 individuato dal metodo dei momenti:

$$\hat{\sigma}_{MM} = f(\hat{\sigma}_{MM}^2) = \sqrt{\hat{\sigma}_{MM}^2}$$

$$= \sqrt{\bar{X}^{(2)} - (\bar{X})^2} = g(\underline{x})$$

è una
funzione
del campione

è uno stimatore "buono" per la deviazione standard: aumentando le taglie del campione "aumenta" la precisione delle stime.

□