

# Consistenza e normalità asintotica

## Definizioni ed esempi

Luca La Rocca<sup>1</sup>

Dipartimento di Scienze Fisiche, Informatiche e Matematiche  
Università degli Studi di Modena e Reggio Emilia

Insegnamento di Analisi Statistica dei Dati  
Corsi di Laurea Magistrale in Informatica e Matematica  
Anno Accademico 2018/2019

---

<sup>1</sup><http://personale.unimore.it/rubrica/dettaglio/llarocca>

# Definizione di consistenza in media quadratica

Una successione di stimatori

$$T_1 = g_1(X_1), T_2 = g_2(X_{1:2}), \dots, T_n = g_n(X_{1:n}), \dots$$

per  $\xi = h(\theta)$  si dice **consistente in media quadratica** quando si abbia  $T_n \xrightarrow{L^2(\mathbb{P}_\theta)} h(\theta)$ , per  $n \rightarrow \infty$ , vale a dire

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{MSE}_{T_n, \xi}(\theta) \rightarrow 0,$$

comunque si prenda  $\theta \in H$ .

## Due esempi di consistenza in media quadratica

Nel caso di un campione casuale da una popolazione normale:

- $\bar{X}_n = n^{-1} \sum_{i=1}^n X_i$  è consistente in media quadratica, per  $\mu$ , perché  $\text{MSE}_{\bar{X}_n, \mu}(\mu, \sigma^2) = \sigma^2/n \rightarrow 0$ , per  $n \rightarrow \infty$ , comunque si prendano  $\mu \in \mathbb{R}$  e  $\sigma^2 \in \mathbb{R}_+$ ;
- $D_n^2 = n^{-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$  è consistente in media quadratica, per  $\sigma^2$ , perché  $\text{MSE}_{D_n^2, \sigma^2}(\mu, \sigma^2) = \sigma^4(2n-1)/n^2 \rightarrow 0$ , per  $n \rightarrow \infty$ , comunque si prendano  $\mu \in \mathbb{R}$  e  $\sigma^2 \in \mathbb{R}_+$ .

# Due implicazioni della consistenza in media quadratica

Se  $T_1, T_2, \dots, T_n, \dots$  è una successione di stimatori per  $\xi = h(\theta)$  consistente in media quadratica, allora necessariamente:

- $T_1, T_2, \dots, T_n, \dots$  è **asintoticamente corretta** per  $\xi = h(\theta)$ , nel senso che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}_\theta(T_n) = h(\theta),$$

comunque preso  $\theta \in H$  (in virtù della **decomposizione dell'errore quadratico medio** in termini di distorsione quadratica e varianza);

- $T_1, T_2, \dots, T_n, \dots$  è **consistente in probabilità** per  $\xi = h(\theta)$ , nel senso che  $T_n \xrightarrow{\mathbb{P}_\theta} h(\theta)$ , per  $n \rightarrow \infty$ , vale a dire

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_\theta(|T_n - h(\theta)| < \epsilon) \rightarrow 1, \quad \text{per ogni } \epsilon > 0,$$

comunque preso  $\theta \in H$  (in virtù della **disuguaglianza di Markov**).

# Campione casuale da una popolazione normale

In effetti, per esempio, possiamo verificare che

- $B_{\mu, \sigma^2}(D_n^2; \sigma^2) = -\sigma^2/n \rightarrow 0$ , per  $n \rightarrow \infty$ ,  
quindi  $D_n^2$  è uno stimatore asintoticamente corretto per  $\sigma^2$ ;
- $\bar{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}_{\mu, \sigma^2}} \mu$ , per  $n \rightarrow \infty$ ,  
in virtù della Legge dei Grandi Numeri (versione debole),  
quindi  $\bar{X}_n$  è uno stimatore consistente per  $\mu$ .

# Definizione di normalità asintotica

Una successione di stimatori

$$T_1 = g_1(X_1), T_2 = g_2(X_{1:2}), \dots, T_n = g_n(X_{1:n}), \dots$$

per  $\xi = h(\theta)$  si dice **asintoticamente normale** (di ordine  $1/\sqrt{n}$ ) quando esista una funzione  $v_\infty : H \rightarrow \mathbb{R}_+^*$  (detta **varianza limite**) tale che  $\sqrt{n}\{T_n - h(\theta)\} \xrightarrow{\mathbb{L}_\theta} \text{Norm}(0, v_\infty(\theta))$ , per  $n \rightarrow \infty$ , vale a dire

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_\theta \left\{ \frac{T_n - h(\theta)}{\sqrt{v_\infty(\theta)/n}} \leq t \right\} = \Phi(t), \quad \text{per ogni } t \in \mathbb{R},$$

comunque preso  $\theta \in H$ , dove  $\Phi(t) = \int_{-\infty}^t \exp\{-x^2/2\} / \sqrt{2\pi} dx$ ,  $t \in \mathbb{R}$ , è la funzione di ripartizione normale standard.

## Normalità asintotica in pratica

Se  $T_n$  è asintoticamente normale (di ordine  $1/\sqrt{n}$ , con varianza limite  $v_\infty$ ) per  $\xi = h(\theta)$ , **quando  $n$  è “grande”**, possiamo approssimare la sua distribuzione con una distribuzione normale di media  $h(\theta)$  e varianza  $v_\infty(\theta)/n$ :

$$T_n \approx \text{Norm} \left( h(\theta), \frac{v_\infty(\theta)}{n} \right);$$

possiamo pertanto considerare  $T_n$  approssimativamente corretto con  $\text{RMSE}_{T_n, \xi}(\theta) = \sqrt{v_\infty(\theta)/n}$  e regolarci di conseguenza.

# Teorema Limite Centrale

Se  $X_1, X_2, \dots, X_n$  sono i.i.d. come  $X$  con  $\mu = \mathbb{E}(X) \in \mathbb{R}$  e  $\sigma^2 = \text{Var}(X) \in \mathbb{R}_+^*$ , allora  $\sqrt{n}(\bar{X}_n - \mu) \xrightarrow{\mathbb{L}} \text{Norm}(0, \sigma^2)$ , di modo che  $\bar{X}_n$  è uno stimatore asintoticamente normale (di ordine  $1/\sqrt{n}$ ) per  $\mu$  con varianza limite costante (pari a  $\sigma^2$ ) nel modello statistico di tutte le distribuzioni con varianza finita e non nulla.

In pratica, se  $n$  è “grande” e vogliamo stimare la media della popolazione  $X$  con lo stimatore  $\bar{X}_n$ , possiamo regolarci come se  $X$  fosse normale, purché sia ragionevole supporre che  $X$  abbia varianza finita e non nulla.