

## Disuguaglianza di Cauchy-Schwarz

$$u_1, \dots, u_n, v_1, \dots, v_n \in \mathbb{R}$$

$$\left( \sum_{i=1}^n u_i v_i \right)^2 \leq \left( \sum_{i=1}^n u_i^2 \right) \left( \sum_{i=1}^n v_i^2 \right)$$

$$\begin{aligned} 0 &\leq \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (u_i v_j - u_j v_i)^2 = \sum_i \sum_j (u_i^2 v_j^2 + u_j^2 v_i^2 - 2 u_i u_j v_i v_j) = \\ &= \sum_i u_i^2 \sum_j v_j^2 + \sum_j u_j^2 \sum_i v_i^2 - 2 \left( \sum_i u_i v_i \right) \left( \sum_j u_j v_j \right) = \\ &= 2 \left( \sum_i u_i^2 \right) \left( \sum_j v_j^2 \right) - 2 \left( \sum_i u_i v_i \right)^2 \end{aligned}$$

## Note sugli Integrali

$$\left( \int_a^b f(x) g(x) dx \right)^2 \leq \int_a^b f^2(x) dx \int_a^b g^2(x) dx \quad \text{A patto che tutto CONVERGA}$$

## Dimostrazione di 2.2.1

Obbiamo il minimo

$$Q(a, b) = \sum_{i=1}^n (y_i - a x_i - b)^2$$

Troviamo i punti  $(a, b)$

stazionari di  $Q$  (DERIVANDO)

Note 2.2.1

$$r(x, y)^2 = 1 - \frac{\overbrace{\sum (y_i - a^* x_i - b^*)^2}^{\text{explained variance}}}{\underbrace{\sum (y_i - \bar{y})^2}_{\text{unexplained variance}}}$$

$$\begin{cases} 0 = \frac{\partial Q}{\partial a} = \sum_{i=1}^n 2(y_i - a x_i - b)(-x_i) \\ 0 = \frac{\partial Q}{\partial b} = \sum_{i=1}^n 2(y_i - a x_i - b)(-1) \end{cases}$$

$$\begin{cases} 0 = \sum y_i x_i - a \sum x_i^2 - b \sum x_i \\ 0 = \sum y_i - a \sum x_i - n b \end{cases}$$

N.B.  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$

$$\begin{cases} \bar{y} = a \bar{x} + b \\ 0 = \sum x_i y_i - a \sum x_i^2 - b \bar{x} n \end{cases}$$

• • • ("Fidatevi, non ho voglia", cit. il prof.)

$$a = \frac{\text{cov}(x, y)}{\text{var}(x)}$$

$$b = \bar{y} - a \bar{x}$$

## Esercizio 1

Mostrare che  $\text{var}(x) = \frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i^2}{n} - \bar{x}^2 \right)$

Sfruttiamo la definizione  $\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i^2 + \bar{x}^2 - 2x_i\bar{x}) =$   
di VARIANZA

$$= \frac{1}{n-1} \left( \sum x_i^2 + n\bar{x}^2 - 2\bar{x} \sum x_i \right) = \frac{n}{n-1} \left( \frac{1}{n} \sum x_i^2 - \bar{x}^2 \right)$$

Facciamo la stessa cosa con la COVARIANZA  $\text{cov}(x, y) = \frac{1}{n-1} \sum (x_i y_i - \bar{x} y_i - x_i \bar{y} + \bar{x} \bar{y}) = \frac{n}{n-1} \left( \left( \sum \frac{x_i y_i}{n} \right) - \bar{x} \bar{y} - \bar{x} \bar{y} + \bar{x} \bar{y} \right) :$

$$= \frac{n}{n-1} \left( \sum \frac{x_i y_i}{n} - \bar{x} \bar{y} \right)$$

N.B. Il caso della COVARIANZA è più generale di quello della VARIANZA (basta porre  $\bar{x} = \bar{y}$ )

## Esercizio 2

Se  $z_i = x_i + c$  ( $c \in \mathbb{R}$ ) allora  $\sigma(z) = \sigma(x)$   
(dati traslati di uno stesso numero)

$$\sigma(z)^2 = \frac{1}{n-1} \sum (z_i - \bar{z})^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i + c - \bar{x} - c)^2 = \sigma(x)^2$$

$$\bar{z} = \frac{1}{n} \sum z_i = \frac{1}{n} \sum (x_i + c) = \bar{x} + c$$

Se  $w_i = a x_i$  ( $a \neq 0$ ) allora  $\sigma(w) = a \cdot \sigma(x)$

$$\sigma(w) = \frac{1}{n-1} \sum (w_i - \bar{w})^2 = \frac{1}{n-1} \sum (a x_i - a \bar{x})^2 = a^2 \sigma(x)^2$$

Citazione del professore: un'equazione è quando un cazzo è uguale ad un altro cazzo

UniPi - 2024

### Esercizio 3

Se  $a, b, c, d \in \mathbb{R}$  con  $a, c \neq 0$  allora  $r(ax+b, cy+d) = r(x, y)$

$$r(x, y) = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma(x) \sigma(y)}$$

N.B. Dall'esercizio 2  $\sigma(ax+b) = a \sigma(x)$

$$\sigma(cy+d) = c \sigma(y)$$

$$\text{cov}(x, y) = \frac{1}{n-1} \sum (ax_i + b - a\bar{x} - b)(cy_i + d - c\bar{y} - d) = \frac{ac}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = ac \cdot \text{cov}(x, y)$$

quindi ...  $r(ax+b, cy+d) = \frac{ac \cdot \text{cov}(x, y)}{a \sigma(x) c \sigma(y)} = r(x, y)$

### Esercizio 4

I dati  $x_1, \dots, x_n$  assumono valori  $a_1, \dots, a_m$  con frequenze  $p(a_j, x) = \frac{\#\{i: x_i = a_j\}}{n}$

e.g.  $x_1 = 6 \quad a_1 = 1$

$x_2 = 2 \quad a_2 = 2$

$x_3 = 3 \quad a_3 = 1$

$x_4 = 2 \quad a_4 = 0$

$x_5 = 1 \quad a_5 = 1$

$x_6 = 5 \quad a_6 = 1$

mostrare che  $\bar{x} = \sum_{j=1}^m a_j p(a_j, x) \quad (1)$

e  $\text{var}(x) = \frac{n}{n-1} \left( \sum_{j=1}^m a_j^2 p(a_j, x) - \bar{x}^2 \right) \quad (2)$

(1)  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} \left( \sum_{i: x_i = a_1} x_i + \sum_{i: x_i = a_2} x_i + \dots \right) =$

$= \frac{1}{n} \left( \sum_{i: x_i = a_1} a_1 + \dots \right) = \frac{1}{n} \left( a_1 \cdot \#\{i: x_i = a_1\} + a_2 \cdot \#\{i: x_i = a_2\} + \dots \right)$

$= a_1 p(a_1, x) + a_2 p(a_2, x) + \dots$

(2) Sappiamo che  $\text{var}(x) = \frac{n}{n-1} \left( \sum \frac{x_i^2}{n} - \bar{x}^2 \right)$

e posso applicare lo stesso ragionamento di (1)

## Esercizio in regressione lineare

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \theta^* x_i - b) = 0$$

TODO

## E servizio 5

Consideriamo  $\hat{\sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \bar{x}|$  (MAD - Mean Absolute Deviation)

N.B. Il prof ci tiene a

specificare che

MAD ≠ INCAZZATO

Mostrare che  $\frac{\#\{i: |x_i - \bar{x}| > d\}}{n} \leq \frac{d}{s}$  e  $s \leq \sqrt{\frac{n}{n-1}} \sigma$

V.B. Sappiamo già le

## DISUGUAGLIANZA di CHEBYSHEV

(ТСБЫЦЕВ)

$$\frac{\# \{i: |x_i - \bar{x}| > d\}}{n-1} \leq \frac{\text{var}(x)}{d^2}$$

$$\textcircled{1} \quad S(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |x_i - \bar{x}| \geq \frac{1}{n} \sum_{i: |x_i - \bar{x}| \geq d} d = \frac{d}{n} \# \{i: |x_i - \bar{x}| \geq d\}$$

② È una conseguenza delle DISUGUGLIANZE TRA MEDIE  
se  $a_1, \dots, a_n \geq 0$  allora

$$\sqrt[n]{e_1 \dots e_n} \leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i \leq \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2} \leq \sqrt[3]{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^3} \leq \dots \leq \max_{i=1, \dots, n} e_i$$

Cercate la dimostrazione su WIKIPEDIA