

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Pianificazione (concetti di base)

Il primo passo è di prendere un campione di n osservazioni $\{X_1, \dots, X_n\}$.

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Pianificazione (concetti di base)

Il primo passo è di prendere un campione di n osservazioni $\{X_1, \dots, X_n\}$.

Prima di selezionare il campione, quando siamo ancora alla fase di pianificazione, le variabili X_i sono delle quantità casuali. Sappiamo che esse saranno generate dalla distribuzione di X , ma noi non conosciamo i loro valori in anticipo.

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Pianificazione (concetti di base)

Il primo passo è di prendere un campione di n osservazioni $\{X_1, \dots, X_n\}$.

Prima di selezionare il campione, quando siamo ancora alla fase di pianificazione, le variabili X_i sono delle quantità casuali. Sappiamo che esse saranno generate dalla distribuzione di X , ma noi non conosciamo i loro valori in anticipo.

Quindi stiamo considerando le variabili casuali a due livelli: la variabile casuale X , ed il suo campione casuale.

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Realizzazione

Una volta che abbiamo estratto il campione avremo un insieme di numeri $\{x_1, \dots, x_n\}$.

Ciò viene chiamato dagli statistici una realizzazione.
Abbiamo numeri e non variabili

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Pianificazione (concetti di base)

Torniamo alla pianificazione. Una volta generato il campione di n osservazioni $\{X_1, \dots, X_n\}$, possiamo usarli per applicarli all'interno di una formula per stimare il parametro ignoto della media della popolazione μ_X .

Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Pianificazione (concetti di base)

Torniamo alla pianificazione. Una volta generato il campione di n osservazioni $\{X_1, \dots, X_n\}$, possiamo usarli per applicarli all'interno di una formula per stimare il parametro ignoto della media della popolazione μ_X .

Questa formula è nota come stimatore. In questo contesto, lo stimatore standard è la media campionaria

$$\bar{X} = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)$$

Uno stimatore è una variabile casuale perché essa dipende da quantità casuali $\{X_1, \dots, X_n\}$.

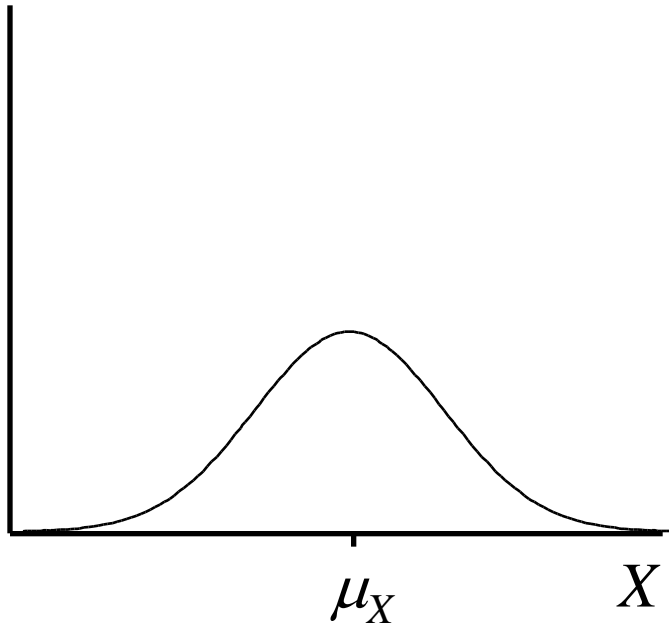
Supponiamo di avere una variabile casuale X e di voler stimare il parametro ignoto della media della popolaz. μ_X .

Realizzazione

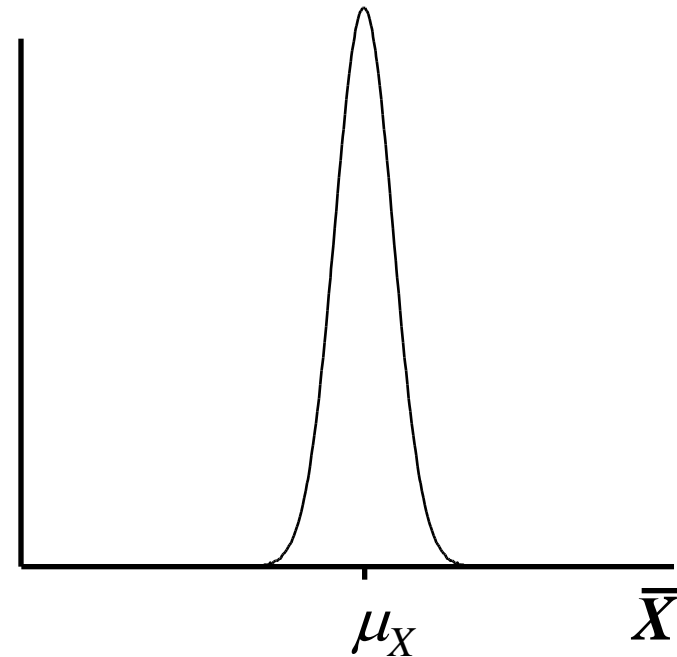
Il numero che ricaviamo, data la realizzazione $\{x_1, \dots, x_n\}$, è noto come stima

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

Funzione di probabilità
di densità di X



Funzione di probabilità
di densità di \bar{X}



Vedremo perché queste distinzioni sono utili ed importanti in un confronto delle distribuzioni di X e \bar{X} . Inizieremo con il mostrare che X ha la stessa media di \bar{X} .

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right) \\ &= \frac{1}{n}E(X_1 + \dots + X_n) \end{aligned}$$

Sostituiamo a \bar{X} la sua definizione e poi usiamo la seconda regola del valore atteso e portiamo $1/n$ fuori dall'espressione come fattore comune.

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right) \\ &= \frac{1}{n}E(X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n}(E(X_1) + \dots + E(X_n)) \end{aligned}$$

Poi usiamo la regola 1 del valore atteso e riscriviamo il valore atteso della somma come somma dei valori attesi.

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right) \\ &= \frac{1}{n}E(X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n}(E(X_1) + \dots + E(X_n)) \\ &= \frac{1}{n}(\mu_X + \dots + \mu_X) \end{aligned}$$

Iniziamo con X_1 . X_1 è una variabile casuale e nella fase di pianificazione non sappiamo quali valori assumerà.

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right) \\ &= \frac{1}{n} E(X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n} (E(X_1) + \dots + E(X_n)) \\ &= \frac{1}{n} (\mu_X + \dots + \mu_X) \end{aligned}$$

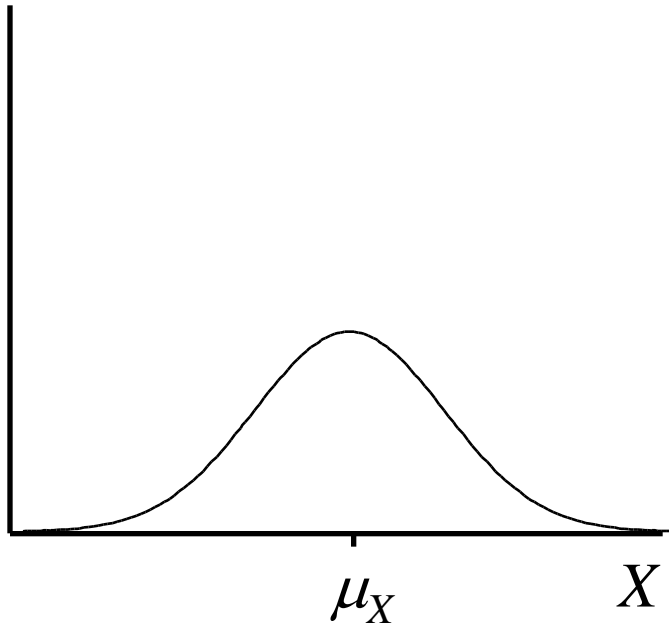
Ma sappiamo che è generata casualmente dalla distribuzione di X . Il valore atteso di X_1 sarà μ_X . La stessa cosa sarà vera per tutte le componenti del campione. Quindi abbiamo il risultato di cui sopra.

$$\begin{aligned} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right) \\ &= \frac{1}{n}E(X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n}(E(X_1) + \dots + E(X_n)) \\ &= \frac{1}{n}(\mu_X + \dots + \mu_X) = \mu_X \end{aligned}$$

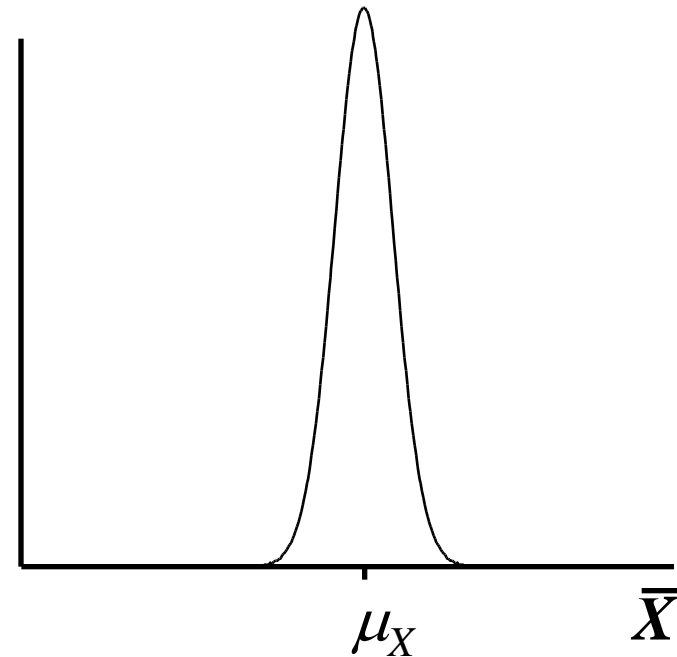
Quindi abbiamo dimostrato che la media della distribuzione di \bar{X} è μ_X .

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

Funzione di probabilità
di densità di X



Funzione di probabilità
di densità di \bar{X}



Dimostreremo che la varianza della distribuzione di \bar{X} è più piccola di quella di X , come illustrato nel grafico.

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned}\sigma_{\bar{X}}^2 &= \text{var} \left\{ \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right\} \\ &= \frac{1}{n^2} \text{var} (X_1 + \dots + X_n)\end{aligned}$$

Sostituiamo a \bar{X} la sua definizione ed usando la regola 2 portiamo fuori dall'espressione $1/n$ come fattore comune.

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned}\sigma_{\bar{X}}^2 &= \text{var} \left\{ \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right\} \\ &= \frac{1}{n^2} \text{var} (X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n^2} \{ \text{var}(X_1) + \dots + \text{var}(X_n) \}\end{aligned}$$

Poi usiamo la regola 1 della varianza, ovvero riscriviamo la varianza di una somma come la somma di varianze. Ciò è possibile in quanto le variabili sono indipendenti

$$\begin{aligned}\sigma_{\bar{X}}^2 &= \text{var} \left\{ \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right\} \\ &= \frac{1}{n^2} \text{var} (X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n^2} \{ \text{var} (X_1) + \dots + \text{var} (X_n) \} \\ &= \frac{1}{n^2} (\sigma_X^2 + \dots + \sigma_X^2)\end{aligned}$$

Iniziamo con X_1 . X_1 è una variabile casuale e nella fase di pianificazione non sappiamo quali valori assumerà.

CAMPIONAMENTO E STIMATORI

$$\begin{aligned}\sigma_{\bar{X}}^2 &= \text{var} \left\{ \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right\} \\ &= \frac{1}{n^2} \text{var} (X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n^2} \{ \text{var} (X_1) + \dots + \text{var} (X_n) \} \\ &= \frac{1}{n^2} (\sigma_X^2 + \dots + \sigma_X^2)\end{aligned}$$

Ma sappiamo che è generata casualmente dalla distribuzione di X . La varianza di X_1 , sarà σ_X^2 . Lo stesso sarà vero per tutte le componenti del campione. Quindi otteniamo il risultato di cui sopra.

$$\begin{aligned}\sigma_{\bar{X}}^2 &= \text{var} \left\{ \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n) \right\} \\ &= \frac{1}{n^2} \text{var} (X_1 + \dots + X_n) \\ &= \frac{1}{n^2} \{ \text{var} (X_1) + \dots + \text{var} (X_n) \} \\ &= \frac{1}{n^2} (\sigma_X^2 + \dots + \sigma_X^2) \\ &= \frac{1}{n^2} (n \sigma_X^2) = \frac{\sigma_X^2}{n}.\end{aligned}$$

Quindi abbiamo dimostrato che la varianza della media campionaria è uguale alla varianza di X diviso per n , un risultato che dovrebbe essere familiare per chi ha frequentato un corso di statistica.