

# Inferenza I

## Fondamenti della teoria della stima

- Campionamento bernoulliano ed in blocco
- Problema della stima: stima e stimatore
- Proprietà di uno stimatore
- Stima puntuale e per intervallo: valore atteso e varianza

# Inferenza statistica

- Inferenza statistica: branca della statistica che cerca di ricavare informazioni relative ad una intera popolazione partendo dall'analisi di un campione.
- *Domande aperte:*
  - Come faccio il campione?
  - Come descrivo una generica popolazione?
  - Che tipo di di informazioni posso ottenere?

# Scelta del campione

- Campionamento: processo di formazione del campione.
- Esiste una letteratura infinita sulla scelta del campione.
- Due diverse filosofie di campionamento
  - **Estrazione bernoulliana**: le  $n$  unità statistiche vengono estratte una alla volta e dopo l'estrazione sono nuovamente estraibili.
  - **Estrazione in blocco**: le  $n$  unità statistiche vengono estratte in blocco (non è possibile per una singola unità comparire più volte).
- Tratteremo solo casi di estrazioni bernoulliane.

# Popolazione

- Ruolo:
  - essa fornisce le osservazioni.
  - modella uno o più caratteri di un gruppo di unità statistiche.
- Osservazione: il campionamento bernoulliano garantisce che in ogni estrazione un'osservazione ha la stessa probabilità di verificarsi
- Solitamente si descrivere la popolazione come una v.c.  $P$  avente d.d.p. (funzione di probabilità) incognita.

# Modellazione

- Popolazione: v.c.  $P$  con d.d.p.  $f(p)$ .
- Osservazione della  $i$ -sima unità statistica: v.c.  $X_i$ 
  - $X_i \sim P$  (la prima estrazione la faccio da  $P$ ).
  - Nessuna garanzia che la d.d.p. delle estrazioni successive:
    - resti costante ( $f(x_i) = f(x_j)$ ).
    - sia uguale a quella di  $P$  ( $X_i \sim P$ ).
- Se si campiona con estrazione bernoulliana si ha che
  - $X_i$  sono i.i.d.
  - $X_i \sim P$  da cui ottengo che  $E[X_i] = E[P], Var[X_i] = Var[P]$ .

# Informazioni ottenibili

Le informazioni si dividono in due diverse tipologie

1. Cerco di ottenere una stima numerica di una caratteristica (spesso un indice) della popolazione.
  - Esempi:
    - Stimare il valore atteso della popolazione.
    - Stimare la varianza della popolazione.
  - Strumento teorico: Teoria della stima.
2. Cerco di rispondere ad una domanda dall'esito binario
  - Esempio:
    - La variabile  $X$  è normale?
    - (se  $P$  è multi-variata)  $P_1$  e  $P_2$  sono indipendenti?
  - Strumento teorico: Test non parametrici.

# Teoria della stima

- Esempi:
  - Stimare il valore atteso della popolazione.
  - Stimare la varianza della popolazione.
- “Ingredienti” comuni ai vari problemi di stima:
  - Dati di partenza:
    - $n$  osservazioni  $O = \{o_i\}$
  - Obiettivo:
    - stima di un parametro  $\theta$  della della popolazione.
  - Mezzo:
    - Una funzione  $g(\cdot)$  dei dati chiamata stimatore
  - Risultato
    - Una stima del parametro  $\hat{\theta} = g(O)$

# Problema della stima

**Problema:** dato un campione  $O$  di dimensione  $n$  estratto da una popolazione  $P$ , avente un parametro incognito  $\theta$ , determinare una funzione  $g(\cdot)$  chiamata stimatore che fornisca una stima  $\hat{\theta} = g(O)$  di  $\theta$ .

- Esempio Stimare il valore atteso della popolazione.
  - Parametro  $\theta_1 = E[P]$ .
  - Stimatore  $g_1(\cdot)$
  - Stima  $\hat{\theta}_1 = g_1(O)$
- Esempio: Stimare la varianza della popolazione.
  - Parametro  $\theta_2 = Var[P]$ .
  - Stimatore  $g_2(\cdot)$
  - Stima  $\hat{\theta}_2 = g_2(O)$



# Stimatore: considerazioni.

- Esempio: Uso giornaliero dei mezzi pubblici
  - Popolazione: cittadini di Vr
  - Campione di  $n = 100$  persone
  - v.c.  $X_i$  risposta del  $i$ -simo intervistato.
  - Esempio di stimatore.  $g(.) = \frac{X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_n}{n}$   
(Media campionaria)
- Osservazione: Il valore dello stimatore (stima) dipende da  $n$  eventi casuali (l'estrazione delle unità statistiche).  
Quindi si ha che:
  - Lo stimatore è una v.c.  $\Theta$ 
    - Ha una d.d.p. da cui un valore atteso e una varianza
  - La stima  $\hat{\theta}$  è una realizzazione dello stimatore

# Stimatore: proprietà - I

Quali caratteristiche vorrei avesse uno stimatore?

- **Correttezza:** il valore atteso dello stimatore è il parametro da stimare

$$E[\Theta] = \theta$$

- Esempio:

- Popolazione  $P$  uniforme
- $Var[P] = 100/12 = 25/3$
- Stimatore di  $Var[P]$  corretto

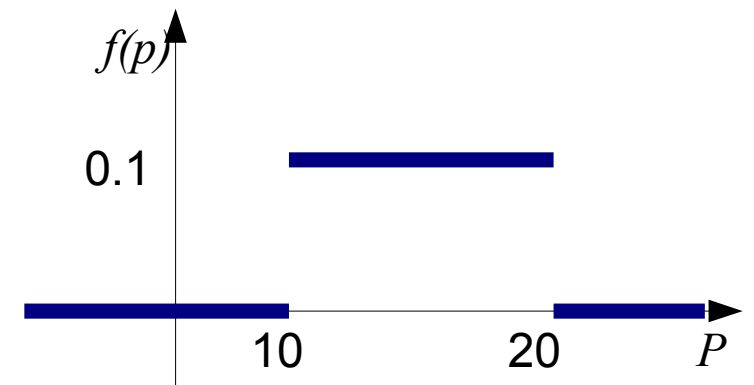
$$E[\Theta] = \frac{25}{3}$$

- Possibili d.d.p. di uno stimatore corretto

$$N\left(\frac{25}{3}; 2\right)$$

$$N\left(\frac{25}{3}; 4\right)$$

$$\chi^2\left(\frac{25}{3}\right)$$



# Stimatore: proprietà - II

Quali caratteristiche vorrei avesse uno stimatore?

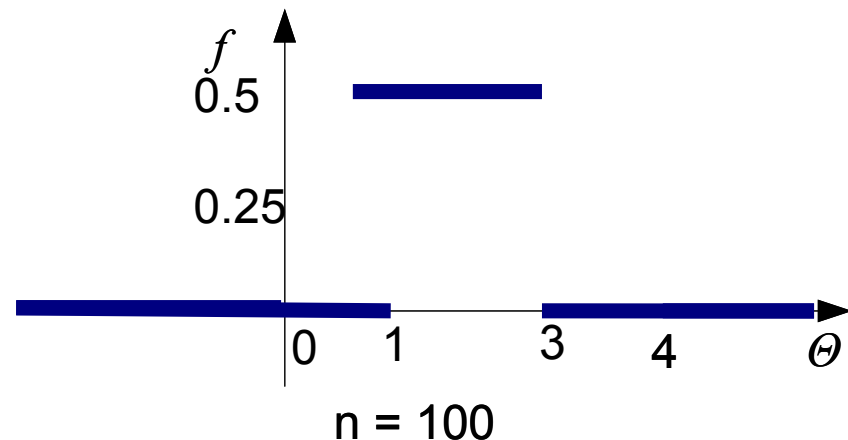
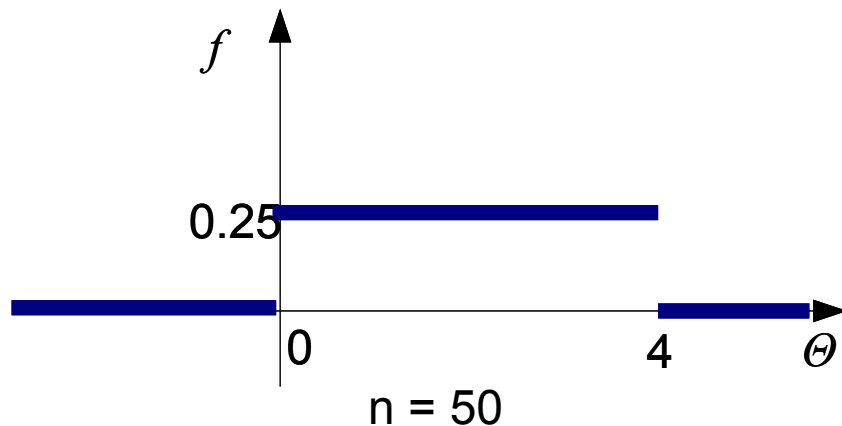
- **Consistenza:** al crescere della dimensione del campione le stime son sempre più vicine al parametro

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| > \varepsilon) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$$

- Esempio

– Popolazione  $P \sim N(10; 2)$

– Stimatore della Varianza corretto



# Stimatore: proprietà - III

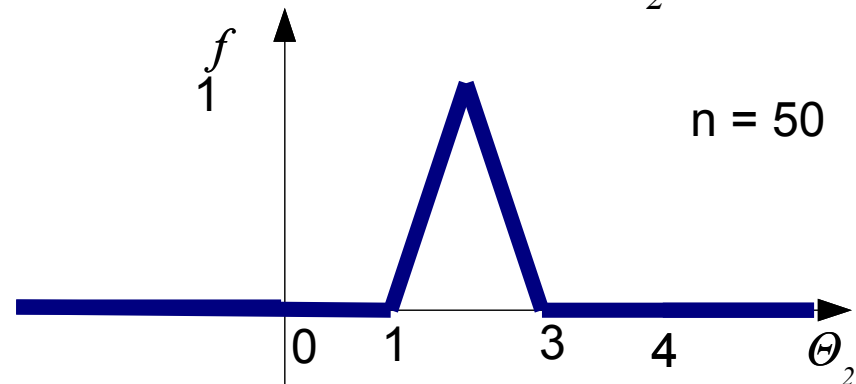
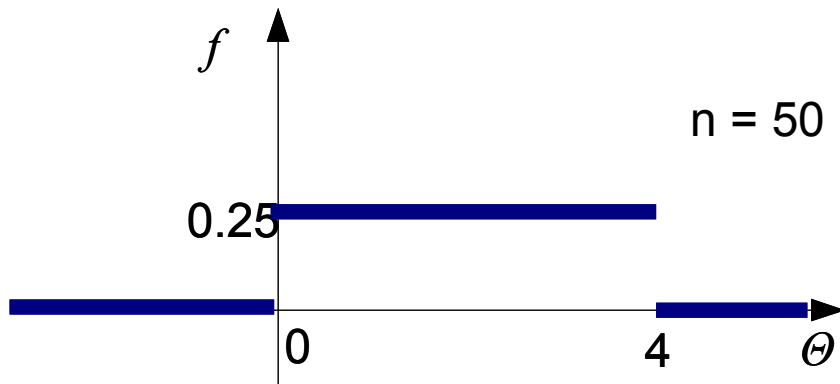
Quali caratteristiche vorrei avesse uno stimatore?

- **Efficienza:** lo stimatore possiede la varianza minima.  
(utile per il confronto fra più stimatori:  
scelgo quello con la varianza minore)

- **Esempio**

- Popolazione  $P \sim N(10 ; 2)$

- 2 Stimatori della Varianza corretti  $E[\Theta] = E[\Theta_2] = 2$



Migliore perché ha  
varianza minore

# Media campionaria

- Si indica sopra segnando la grandezza mediata

- **Definizione:**

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n}$$

- **Osservazione:** la media campionaria è una combinazione lineare di valori su cui è calcolata
- **Diverse interpretazioni**
  - Indice di posizione (statistica descrittiva)
  - Variabile casuale (teoria delle probabilità)
  - Stimatore (inferenza statistica)

# Media campionaria: variabile casuale

- Ipotesi

- v.c.  $X_i$  risposta del  $i$ -simo intervistato.
- Estrazione Bernoulliana sono  $X_i$  i.i.d.

$$E[X_i] = E[P]; \text{Var}[X_i] = \text{Var}[P] \quad i = 0, 1, \dots, n$$

- La media campionaria come v.c.

- $$E[\bar{X}] = \frac{E[X_1] + \dots + E[X_n]}{n} = \frac{n E[P]}{n} = E[P]$$

- $$\text{Var}[\bar{X}] = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i]}{n^2} = \frac{n \text{Var}[P]}{n^2} = \frac{\text{Var}[P]}{n}$$

- $$\lim_{n \rightarrow \infty} \bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \sim N\left(E[P]; \frac{\text{Var}[P]}{n}\right)$$

# Media campionaria: stimatore.

La media campionaria è uno stimatore del valore atteso

- Lo stimatore è **corretto**: infatti si ha che

$$E[\bar{X}] = \theta$$

- Lo stimatore è **consistente**.
  - Dimostrazione (intuitiva)

Poiché

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}[\bar{X}] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\text{Var}[P]}{n} = 0$$

Al crescere di  $n$  la media campionaria tende ad essere una costante (ha varianza nulla). Quindi

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| > \varepsilon) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$$

# Varianza campionaria

- Definisco varianza campionaria:

$$s^2 = \frac{\sum_i^n (o_i - \bar{O})^2}{n-1} = \sigma^2 \frac{n}{n-1} = \left( \frac{\sum_i^n o_i^2}{n} - \bar{O}^2 \right) \frac{n}{n-1}$$

- $S^2$  come v.c.

- v.c.  $X_i$  risposta del  $i$ -simo intervistato.

- Estrazione Bernoulliana  $X_i$  sono i.i.d.

$$S^2 = \frac{\left( \sum_i^n X_i^2 \right) - \bar{X}^2}{n-1} = \frac{\left( \sum_i^n P^2 \right) - E[P]^2}{n-1}$$

- Si dimostra che:

- $E[S^2] = \text{Var}[P]$ .

- $P \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow S^2 \sim \frac{\sigma^2}{n-1} \chi^2(n-1)$



# Varianza campionaria: stimatore.

$S^2$  è uno stimatore della varianza.

- Lo stimatore è **corretto**: infatti si ha che

$$E[S^2] = Var[P]$$

- Lo stimatore è **consistente**.

– Dimostrazione (solo per  $P$  normali)

$$P \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow S^2 \sim \frac{\sigma^2}{n-1} \chi^2(n-1)$$

$$Var[S^2] = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} Var[\chi^2(n-1)] = \frac{\sigma^4}{(n-1)^2} 2(n-1) = \frac{2\sigma^4}{(n-1)}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} Var[S^2] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{2\sigma^4}{n-1} = 0$$

La varianza dello stimatore tende a zero al crescere del campione quindi la stima diviene costante.

# Esempio - I

- **Esempio:** Data una v.c.  $X \sim N(\mu ; \sigma^2)$  si sono ottenute le seguenti realizzazioni

94.07 101.03 102.26 97.98

Determinare una stima di  $\mu$  e  $\sigma^2$ .

- **Svolgimento:**

- Si stima  $E[X] = \mu$ :

$$\bar{x} = \frac{94.07 + 101.03 + 102.26 + 97.98}{4} = 98.83$$

- Si stima  $Var[X] = \sigma^2$ :

$$s^2 = \left( \frac{94.07^2 + 101.03^2 + 102.26^2 + 97.98^2}{4} - 98.83^2 \right) \frac{4}{3} = 13.35$$

- **Osservazione:** dati estratti da  $X \sim N(100 ; 25)$ .

## Esempio - II

- Si vuole stimare la capacità riproduttiva di una tipologia di batteri. Pertanto si sono infettati 16 topi. Dopo 15 gg. si è rilevata la popolazione batterica nelle 16 unità

10 12 11 13 9 10 11 15 12 11 11 15 12 12 9 10

Determinare una stima del valor atteso e della varianza.

- Svolgimento

- Si ipotizza

- P: popolazione batterica dopo 15 gg. in un topo sano
- campionamento sia di tipo bernoulliano

- Si stima  $E[P]$ :  $\bar{p} = \frac{10 + 12 + 11 + 13 + \dots + 9 + 10}{16} = \frac{183}{16}$

- Si stima  $Var[P]$ :  $s^2 = \left( \frac{100 + 144 + \dots + 100}{16} - \left( \frac{183}{16} \right)^2 \right) \frac{16}{15}$

## Stime: considerazioni

- Diverse stime di uno stimatore consistente
  - Caso 1)  $n = 10 \rightarrow$  Stima 1
  - Caso 2)  $n = 1000 \rightarrow$  Stima 2
  - Quale stima è più affidabile?
- Diverse stime di uno stimatore consistente
  - Caso 1)  $n = 100, \text{Var}[O_1] \rightarrow$  Stima 1
  - Caso 2)  $n = 100, \text{Var}[O_2] > \text{Var}[O_1] \rightarrow$  Stima 2
  - Quale stima è più affidabile?
- **Osservazione:** poiché le stime forniscono un solo valore non è facile discernere.

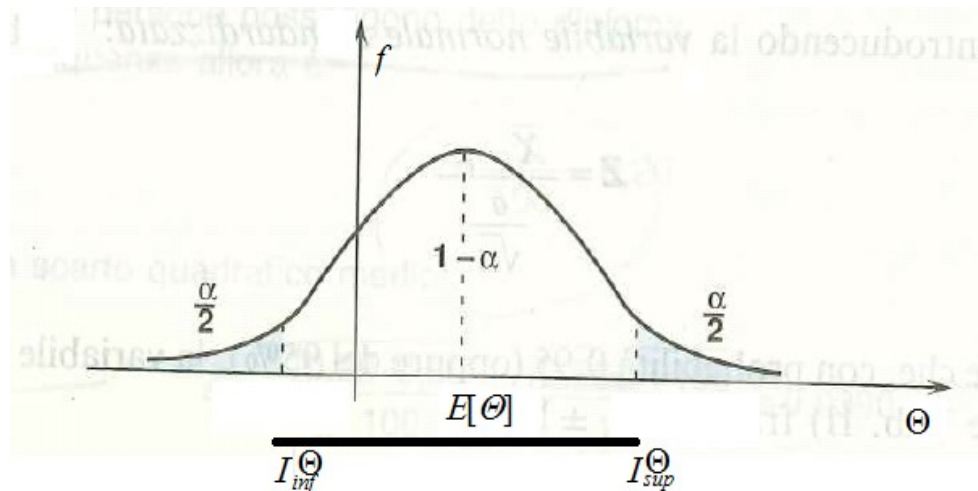
# Stime puntuali e per intervallo

- Per analisi accurate conviene poter essere sicuri della stima fatta.
- Si introducono due tipi di stime
  - **Stima puntuale**: si stima un solo valore per il parametro ignoto.
  - **Stima per intervallo**: si stima un intervallo in cui si è fiduciosi ricada il parametro ignoto.

# Stime per intervallo: principio base I

- **Problema:** Come ricavo un intervallo  $I$  in cui ci si aspetta ricada il parametro  $\theta$  che debbo stimare?
- **Osservazione:** Nota  $f(\Theta)$  posso trovare un intervallo  $I^\Theta$  che
  - Abbia una (alta) probabilità  $1-\alpha$  di contenere la stima  $\hat{\theta}$
  - Bipartisca la probabilità  $\alpha$  nelle code.

Esempio per  $f(\Theta)$  gaussiana e stimatore corretto



- **Osservazione:** la d.d.p. di  $\Theta$  descrive la probabilità che la mia stima assuma un determinato valore ed è legata a  $\theta$ .

# Stime per intervallo: principio base II

- Metodo:

- Dati:

- la probabilità  $1-\alpha$ ,
    - stimatore  $g(\cdot)$  e la sua d.d.p.

- Cerco

- 1) di ottenere un intervallo

$$I^\theta : P(\Theta \in I^\theta(\theta)) = 1 - \alpha$$

- 2) esplicito il legame fra il  $\theta$  e  $\Theta$  in modo da ottenere

$$I : P(\theta \in I) = 1 - \alpha$$

- Definizioni:

- $I$ : Intervallo di confidenza.

- $1-\alpha$ : livello di confidenza.

# Stime per intervallo: valore atteso - I

- La media campionaria

- $\bar{x}$  = stima puntuale di  $E[P]$ .

- Per  $n$  "grande" ho che  $\bar{X} \sim N\left(E[P], \frac{Var[P]}{n}\right)$

## 1) Ricavo l'intervallo con probabilità

$$P(I_{inf}^{\Theta} \leq \bar{X} \leq I_{sup}^{\Theta}) = 1 - \alpha$$

- Standardizzo

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - E[P]}{\sqrt{\left(\frac{Var[P]}{n}\right)}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$



# Stime per intervallo: valore atteso - II

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\bar{X} - E[P]}{\sqrt{\frac{Var[P]}{n}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha$$

2) Ricavo un intervallo per il parametro ( $E[P]$ )

$$P\left(-z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}} \leq \bar{X} - E[P] \leq z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(-\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}} \leq -E[P] \leq -\bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\bar{X} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}} \leq E[P] \leq \bar{X} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}}\right) = 1 - \alpha$$

Otengo l'intervallo  $I = \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}} ; \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{Var[P]}{n}} \right]$

# Stime per intervallo: valore atteso - III

- Stima nel caso di varianza nota

$$I = \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\text{Var}[P]}{n}} \ ; \ \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\text{Var}[P]}{n}} \right]$$

- **Problema:**  $\text{Var}[P]$  è spesso ignota.
- **Soluzione:** la stimo usando  $s^2$ .

$$I = \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{s^2}{n}} \ ; \ \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{s^2}{n}} \right]$$

- Stima nel caso di varianza ignota

$$I = \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} \ ; \ \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$$

## Esempio - III

- **Esempio:** Data una v.c.  $X \sim N(\mu ; \sigma^2)$  si sono ottenute le seguenti realizzazioni

94.07 101.03 102.26 97.98

Determinare una stima per intervallo al 95% di  $\mu$ .

- **Svolgimento:**

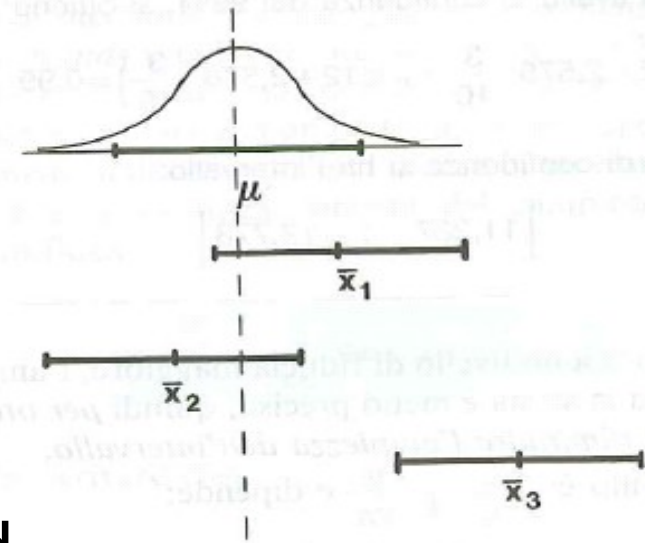
- Indici campionari  $\bar{x} = 98.83$   $s^2 = 13.35 \Rightarrow s = 3.653$
- Valori standardizzata  $z_{0.025} = 1.96$
- Stima richiesta

$$I = \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} ; \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{s}{\sqrt{n}} \right] = [95.25 ; 102.41]$$

- **Osservazione:** l'approssimazione vale per  $n$  molto grande pertanto il risultato non è molto attendibile!

# Stime per intervallo: considerazioni

- Cosa vuol dire fare la stima per intervallo ad un livello di confidenza (es. *95%*)? Perché non si usa il termine probabilità?
- **Osservazione:** il parametro è costante.
- **Osservazione:** la stima è una v.c.
- Pertanto è
  - **Errato:** il parametro è contenuto nella stima con una probabilità pari al *95%*.
  - **Corretto:** estratti tanti campioni ad  $n$  elementi, la probabilità che una contenga la stima è del *95%*



# Stime per intervallo: varianza - I

- La varianza campionaria

- $s^2$  = stima puntuale di  $Var[P]$ .

- Per  $n$  "grande" e  $P$  gaussiana ho che  $S^2 \sim \frac{Var[P]}{n-1} \chi^2(n-1)$

## 1) Ricavo l'intervallo con probabilità

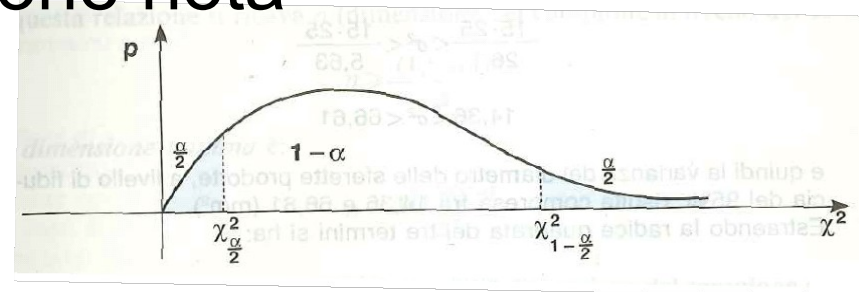
$$P(I_{inf}^{\Theta} \leq S^2 \leq I_{sup}^{\Theta}) = 1 - \alpha$$

- riconduco ad una distribuzione nota

$$S^2 \frac{n-1}{Var[P]} \sim \chi^2(n-1)$$

- da cui ottengo

$$P\left(\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \frac{n-1}{Var[P]} S^2 \leq \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) = 1 - \alpha$$



## Stime per intervallo: varianza - II

$$P\left(\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \leq \frac{n-1}{Var[P]} S^2 \leq \chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)\right) = 1 - \alpha$$

2) Ricavo un intervallo per il parametro ( $Var[P]$ )

$$P\left(\frac{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)}{(n-1)S^2} \leq \frac{1}{Var[P]} \leq \frac{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}{(n-1)S^2}\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \leq Var[P] \leq \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)}\right) = 1 - \alpha$$

• Ottengo la stima

$$I = \left[ \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)}, \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \right]$$

## Esempio - IV

- **Esempio:** Data una v.c.  $X \sim N(\mu ; \sigma^2)$  si sono ottenute le seguenti realizzazioni

94.07 101.03 102.26 97.98

Determinare una stima per intervallo al 95% di  $\sigma^2$ .

- **Svolgimento:**

– Indici campionari  $\bar{x}=98.83$   $s^2=13.35 \Rightarrow s=3.653$

– Valori chi quadrato  $\chi_{0.025}^2(3)=9.35$   $\chi_{0.975}^2(3)=0.216$

– Stima 
$$I = \left[ \frac{(n-1)s^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} ; \frac{(n-1)s^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)} \right] = \left[ \frac{3 \cdot 13.35}{9.35} ; \frac{3 \cdot 13.35}{0.216} \right] = [4.28 ; 185.4]$$

- **Osservazione:** l'approssimazione vale

– per  $n$  “grande”

– per popolazioni gaussiane (evitabile se  $n$  è “veramente” grande)

# Ricapitolando - I

- Parametro  $\theta$ : indice di una popolazione (o v.c.) ignoto..
- Stimatore  $\Theta$ : funzione  $g(\cdot)$  di osservazioni campionarie.
- Stima  $\hat{\theta}$ : valore assunto da  $g(\cdot)$  una volta estratto il campione.
- Proprietà di uno stimatore
  - Correttezza:  $E[\Theta] = \hat{\theta} = \theta$
  - Consistenza:  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| > \varepsilon) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$
  - Efficienza:  $Var[\Theta]$  piccola
- Stime:
  - Puntuali: si stima un solo valore per il parametro ignoto
  - Per intervallo: si stima un intervallo in cui confido possa essere incluso il parametro ignoto.
    - Regolato dal livello di confidenza.



# Ricapitolando - II

- Media campionaria
  - Stimatore del valore atteso
  - Stima corretta, consistente e efficiente.
  - Per  $n$  “grande”  $\bar{X} \sim N\left(E[P]; \frac{Var[P]}{n}\right)$

- Varianza campionaria:

$$s^2 = \frac{\left(\sum_i^n o_i - \bar{O}\right)^2}{n-1} = \left(\frac{\sum_i^n o_i^2}{n-1} - \bar{O}^2\right) \frac{n}{n-1}$$

- Stimatore della varianza
- Stima corretta, consistente
- Per  $n$  “grande” e  $P$  gaussiano

$$S^2 \sim \frac{\sigma^2}{n-1} \chi^2(n-1)$$

# Ricapitolando - III

- Stima del valore atteso di una popolazione

- puntuale  $E[P] = \bar{x}$

- intervallo

$$E[P] \in \left[ \bar{x} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\text{Var}[P]}{n}} ; \bar{x} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\text{Var}[P]}{n}} \right]$$

- Stima della varianza di una popolazione

- puntuale  $\text{Var}[P] = s^2$

- intervallo

$$\text{Var}[P] \in \left[ \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)} ; \frac{(n-1)s^2}{\chi^2_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)} \right]$$