Il campionamento casuale semplice

con ripetizione (ccs) senza ripetizione (rcs)

- Piano di campionamento basilare criterio <u>più intuitivo</u> e <u>base</u> per formare un campione
- Selezione delle unità
 - tavole dei numeri casuali
 - opportuni algoritmi computazionali

Definizione

Si chiama *Campionamento Casuale Semplice senza* ripetizione il campionamento tale che:

• ciascuna possibile combinazione di n elementi degli N elementi della popolazione abbia la stessa probabilità di essere scelta per il campione (sottoinsieme)

Si ricorda che il numero delle possibili combinazioni (sottoinsiemi) è

$$\binom{N}{n} = \frac{N!}{n!(N-n)!}$$

 Il piano di campionamento casuale semplice è quello che assegna una probabilità di selezione di ogni combinazione (sottoinsieme) pari a:

$$P = \frac{1}{\binom{N}{n}}$$

Dimostrazione:

Sia s un campione di dimensione n. La probabilità che sia estratta l'unità i con j = 1, 2, ..., n che indica le estrazioni è:

$$p(i_j \to \text{prima estrazione}) = \frac{n}{N} \forall j$$

 $p(i_j \to \text{seconda estrazione}) = \frac{n-1}{N-1} \forall j$

e così via quindi
$$P = \frac{n}{N} \frac{n-1}{N-1} \frac{n-2}{N-2} \dots \frac{1}{N-n+1} = \frac{1}{\binom{N}{n}}$$

Eventi mutuamente esclusivi Probabilità composta

P è la probabilità che:

- una combinazione (sottoinsieme) sia il campione estratto
- identifica il piano di campionamento ccs

Osservazioni:

Il piano di campionamento casuale semplice senza ripetizione presenta la caratteristica che ogni unità ha la stessa probabilità di selezione pari a

$$P_i = \frac{n}{N}$$
 Probabilità che una unità ha di far parte del campione

Dimostrazione

la probabilità di scegliere l'unità i alla prima estrazione è $\frac{1}{N}$

la probabilità di scegliere l'unità i alla seconda estrazione?

Dimostrazione (segue)

la probabilità di scegliere l'unità i alla **seconda** estrazione è

sia A l'evento → selezione dell'unità alla seconda estrazione sia B l'evento → non selezione dell'unità alla prima estrazione

per il teorema di Bayes:

$$P(B) = \frac{N-1}{N} \qquad P(A/B) = \frac{1}{N-1}$$

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \to P(A \cap B) = P(B)P(A \mid B) = \frac{N-1}{N} \frac{1}{N-1} = \frac{1}{N}$$

Dimostrazione (segue)

teniamo conto anche della terza estrazione sia A l'evento —→ selezione dell'unità alla terza estrazione sia B l'evento → non selezione dell'unità né alla prima né alla seconda estrazione

$$P(A \mid B) = \frac{1}{N-2}$$
 $P(B) = \frac{N-1}{N} \frac{N-2}{N-1}$

$$P(A \cap B) = \frac{1}{N-2} \frac{N-1}{N} \frac{N-2}{N-1} = \frac{1}{N}$$

$$\downarrow \qquad \qquad \downarrow \qquad \qquad \downarrow$$

$$P(A \mid B) \qquad P(B)$$

Dimostrazione (segue)

ripetuto n volte

La probabilità totale ovvero la probabilità di selezione di una unità i a qualunque estrazione è:

$$\frac{1}{N} + \frac{N-1}{N} \frac{1}{N-1} + \frac{N-1}{N} \frac{N-2}{N-1} \frac{1}{N-2} + \dots = \frac{1}{N} + \frac{1}{N} + \frac{1}{N} + \dots + \frac{1}{N} = \frac{n}{N}$$

n volte

cvd.

Probabilità di inclusione

Quanti sono i possibili campioni che contengono l'unità i ? Si costruiscono tutti i campioni di n-1 unità che non contengono l'unità i $\binom{N-1}{n-1}$

ne l'unità i in modo da ottenere

Si inserisce in ogni campione l'unità i in modo da ottenere campioni di dimensione n. Tutti i possibili campioni rimangono:

$$\binom{N-1}{n-1}$$

A: La probabilità di inclusione del primo ordine o *frazione di* campionamento o tasso di sondaggio è:

$$\pi_{i} = \frac{\binom{N-1}{n-1}}{\binom{N}{n}} = \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \times \frac{n!(N-n)!}{N!} = \frac{(N-1)! \times n \times (n-1)!}{(n-1)! \times N \times (N-1)!} = \frac{n}{N}$$

B: La probabilità di inclusione del secondo ordine è pari a:

$$\pi_{ij} = \frac{\binom{N-2}{n-2}}{\binom{N}{n}} = \frac{n(n-1)}{N(N-1)}$$

probabilità di inclusione di ordine n = probabilità dell'intero campione

Caratteristica solo del ccs-rcs

Verifica empirica che

campioni di n unità che contengono l'unità i sono $\binom{N-1}{n-1}$

Esempio: N=4 n=3 P=(1,2,3,4)

Tutti i possibili campioni sono 4 e cioè: $\binom{N}{n} = \frac{4!}{3!!!} = 4$

$$1,2,3-1,2,4-1,3,4-2,3,4$$

Supponiamo che l'elemento i sia 1. Tutti i possibili campioni di dimensione n-1 che non contengono l'1 sono: $\binom{N-1}{n-1} = \frac{3!}{2!!!} = 3$

E cioè: **2,3 - 2,4 - 3,4**

Se aggiungo l'elemento i (il valore 1) i campioni di dimensione n rimangono sempre 3 e cioè:

$$1,2,3-1,2,4-1,3,4$$

Due campioni sono considerati distinti anche se formati dalle stesse unità ma con ordine di selezione differente

Definizione

Si chiama *Campionamento Casuale Semplice con ripetizione* il piano di campionamento tale che:

ciascuno degli Nⁿ elementi (campioni/sequenze) possibili ordinati con ripetizione abbia la stessa probabilità di essere estratta

La probabilità di ogni singolo campione (sequenza) è

$$P(s) = \frac{1}{N^n}$$

Dimostrazione

Data la sequenza

$$s = \{i_1, i_2, ..., i_n\}$$

La sua probabilità – in virtù dell'indipendenza delle estrazioni – è data dal prodotto delle probabilità $\frac{1}{N}$ di selezionare l'unità i_j nella j-esima estrazione $\frac{1}{N}$

$$p(i_j) = \frac{1}{N}$$

Poiché ciascuna i_i è tale che

$$p(s) = \frac{1}{N} \times \frac{1}{N} \dots \frac{1}{N} = \frac{1}{N^n}$$

n volte

Probabilità di inclusione

Probabilità di inclusione del primo ordine dell'unità i

$$\pi_i = P(i_j = i) = P(i \in S) = P[(i_1 = i) \cup (i_2 = i) \cup ... \cup (i_n = i)] = 1 - P[(i_1 \neq i) \cap (i_2 \neq i) \cap ... \cap (i_n \neq i)] = \text{eventi indipendenti}$$

$$P(i_j \neq i) = 1 - P(i_j = i) \rightarrow n \text{ volte} \longrightarrow P(i_j \neq i) = (1 - P_i)^n$$

Pi probabilità che da N oggetti venga estratta la i-esima unità

$$\pi_i = 1 - (1 - P_i)^n = 1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n$$

Probabilità che una qualsiasi unità ha di $\pi_i = 1 - (1 - P_i)^n = 1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n$ entrare a far parte del campione. Tale probabilità è uguale per ogni unità in questo tipo di campionamento

Probabilità di inclusione del secondo ordine

$$\pi_{ij} = P[(i \in S) \cap (j \in S)] = 1 - P[(i \notin S) \cup (j \notin S)] = 1 - P(i \notin S) - P(j \notin S) + P[(i \notin S) \cap (j \notin S)]$$

$$P(i \notin S) = P[(i_1 \notin S) \cap (i_2 \notin S) \cap ... \cap (i_n \notin S)] = (1 - P_i)^n$$

$$\pi_{ij} = 1 - (1 - P_i)^n - (1 - P_j)^n + (1 - P_i - P_j)^n = 1 - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n - \left(1 - \frac{1}{N}\right)^n + \left(1 - \frac{1}{N} - \frac{1}{N}\right)^n = 1 - 2\left(1 - \frac{1}{N}\right)^n + \left(\frac{N - 2}{N}\right)^n$$

Schema bernoulliano – estrazioni indipendenti

Frequenza attesa di inclusione

 $\pi_{i_i} \rightarrow una \ variabile \ casuale \ i.i.d.$

1 se l'unità i appare nell'estrazione j

0 altrimenti

$$\gamma_i = \sum_{J=1}^n \pi_{i_j}$$

 $\gamma_i = \sum_{i=1}^n \pi_{i_j}$ Numero di volte in cui l'unità i si presenta nell' campione (**Binomiale**)

$$0 \le \gamma_i \le n$$

$$\phi_i = E(\gamma_i) = \sum_{i=1}^n E(\pi_{i_j})$$
 —— Numero medio di volte in cui l'unità i si presenta nel campione

$$E(\pi_{i_j}) = 1 \times P(\pi_{i_j} = 1) + 0 \times P(\pi_{i_j} = 0) = 1 \times \frac{1}{N} + 0 \times \frac{1}{N} = \frac{1}{N}$$

$$\phi_i = \frac{n}{N}$$

Media

$$\overline{y}_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$
 — Media campionaria

Teorema: \overline{y}_0 è uno stimatore non distorto di \overline{Y}

$$E(\bar{y}_0) = \frac{\sum_{i=1}^{\binom{N}{n}} (y_1 + y_2 + \dots + y_n)_i}{n \binom{N}{n}}$$

Il valore atteso di y_0 è la media di tutte le medie dei possibili campioni Quanti campioni contengono la generica unità $i ? \binom{N-1}{n-1} = \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!}$

$$E(\bar{y}_{0}) = \frac{\sum_{i=1}^{N} (y_{1} + y_{2} + ... + y_{n})_{i}}{n \binom{N}{n}} = \frac{\frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} (Y_{1} + Y_{2} + ... + Y_{N})}{n \binom{N}{n}}$$

$$= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \frac{1}{n \binom{N}{n}} (Y_{1} + Y_{2} + ... + Y_{N}) =$$

$$= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \frac{1}{n \frac{N!}{n!(N-n)!}} (Y_{1} + Y_{2} + ... + Y_{N}) =$$

$$= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \frac{1}{n \frac{N!}{n!(N-n)!}} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) =$$

$$= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \frac{1}{n \frac{N(N-1)!}{n(n-1)!(N-n)!}} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) =$$

$$= \frac{1}{1} \frac{1}{N} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) = \overline{Y}$$

$$= \frac{1}{1} \frac{1}{N} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) = \overline{Y}$$

$$= \frac{1}{1} \frac{1}{N} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) = \overline{Y}$$

$$= \frac{1}{1} \frac{1}{N} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N) = \overline{Y}$$

Osservazione:

$$\sum_{i=1}^{\binom{N}{n}} (y_1 + y_2 + ... + y_n)_i \text{è più grande di } (Y_1 + Y_2 + ... + Y_N)$$

sottoinsiemi

quanti sono i possibili sottoinsiemi ? $\binom{N-1}{n-1}$

somma dei sottoinsiemi
$$\binom{N-1}{n-1}Y_1 + Y_2 + ... + Y_N$$

Ancora:

$$\sum_{i=1}^{\binom{N}{n}} (y_1 + y_2 + \dots + y_n)_i = \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N)$$

posso considerare una variabile casuale dicotoma (1 se l'elemento è del sottoinsieme) (0 se l'elemento è della popolazione)

$$1y_1 + 1y_2 + ... + 1y_n + 0y_{n+1} + 0y_{n+2} + ... + 0y_N$$
 - primo sottoinsieme $1y_1' + 1y_2' + ... + 1y_n' + 0Y'_{n+1} + 0Y'_{n+2} + ... + 0Y'_N$ - secondo sottoinsieme

$$\begin{pmatrix} N-1 \\ n-1 \end{pmatrix}$$
 Sequenze così fatte

sommando tutte le sequenze si avrà:
$$\frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!}(Y_1+Y_2+...+Y_N)$$

Varianza di y_i in una popolazione finita:

$$\sigma^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (Y_{i} - \overline{Y})^{2}}{N} \longrightarrow S^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{N} (Y_{i} - \overline{Y})^{2}}{N - 1} \longrightarrow S^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \overline{y})^{2}}{n - 1}$$

La varianza della media campionaria?

$$\sigma_{\bar{y}_0}^2 = \text{var}(\bar{y}_0) = V(\bar{y}) = E(\bar{y}_0 - \bar{Y})^2 = \frac{S^2}{n} \frac{N - n}{N} = \frac{S^2}{n} (1 - f)$$

 $f = \frac{n}{N}$ è la frazione di campionamento

Dimostrazione:

poiché ogni unità appare nello stesso numero di campioni

$$E(y_1+y_2+...+y_n)$$
 sarà multiplo di $Y_1+Y_2+...+Y_N$

$$E(y_1+y_2+...+y_n)=k(Y_1+Y_2+...+Y_N)$$
 $k=n/N$ [1]

... relazioni usate

$$\begin{split} E \big[\big(y_1 \big) + \ldots + \big(y_n \big) \big] &= \frac{n}{N} \big[\big(Y_1 \big) + \ldots + \big(Y_N \big) \big] \\ \text{se si pone:} \qquad y_1 &= \big(y_1 - \overline{Y} \big)^2 \\ E \Big[y_1 + \ldots + \big(y_n \big) \big] &= \frac{n}{N} \big[\big(Y_1 \big) + \ldots + \big(Y_N \big) \big] \\ E \Big[\big(y_1 - \overline{Y} \big)^2 + \ldots + \big(y_n - \overline{Y} \big)^2 \big] &= \frac{n}{N} \big[\big(Y_1 - \overline{Y} \big)^2 + \ldots + \big(Y_N - \overline{Y} \big)^2 \big] \\ \text{se si pone:} \qquad y_1 &= \big(y_1 - \overline{Y} \big) \big(y_2 - \overline{Y} \big) \ldots \\ E \Big[\big(y_1 - \overline{Y} \big) \big(y_2 - \overline{Y} \big) + \big(y_1 - \overline{Y} \big) \big(y_3 - \overline{Y} \big) + \ldots + \big(y_{n-1} - \overline{Y} \big) \big(y_n - \overline{Y} \big) \big] &= \\ &= \frac{n(n-1)}{N(N-1)} \big[\big(Y_1 - \overline{Y} \big) \big(Y_2 - \overline{Y} \big) + \big(Y_1 - \overline{Y} \big) \big(Y_3 - \overline{Y} \big) + \ldots + \big(Y_{N-1} - \overline{Y} \big) \big(Y_N - \overline{Y} \big) \big] \end{split}$$

... relazioni usate

$$\begin{split} &E\big[\big(y_{1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(y_{2}-\overline{Y}\,\big)+\big(y_{1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(y_{3}-\overline{Y}\,\big)+\ldots+\big(y_{n-1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(y_{n}-\overline{Y}\,\big)\big]=\\ &=\frac{n(n-1)}{N(N-1)}\big[\big(Y_{1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(Y_{2}-\overline{Y}\,\big)+\big(Y_{1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(Y_{3}-\overline{Y}\,\big)+\ldots+\big(Y_{N-1}-\overline{Y}\,\big)\!\big(Y_{N}-\overline{Y}\,\big)\big] \end{split}$$

la somma dei prodotti è estesa a tutte le coppie di unità y_i e y_j nel campione e nella popolazione (Y_iY_i) , che ammontano a

$$\frac{n(n-1)}{2} \longrightarrow \begin{array}{c} \text{Nel campione} \\ \text{(non considero il prodotto } y_i \text{ per } y_i) \end{array}$$

$$\frac{N(N-1)}{2} \longrightarrow \text{Nella popolazione}$$
(non considero il prodotto Y_i per Y_i)

$$n(\overline{y_0} - \overline{Y}) = n\left[\frac{(y_1 + y_2 + \dots + y_n)}{n}\right] - n\overline{Y} = (y_1 - \overline{Y}) + (y_2 - \overline{Y}) + \dots + (y_n - \overline{Y}) \quad [2]$$

Considero ora la quantità

$$E[(y_1 - \overline{Y})^2 + \dots + (y_n - \overline{Y})^2] = \frac{n}{N}[(Y_1 - \overline{Y})^2 + \dots + (Y_N - \overline{Y})^2]$$
 [3]

inoltre

$$E[(y_{1} - \overline{Y})(y_{2} - \overline{Y}) + (y_{1} - \overline{Y})(y_{3} - \overline{Y}) + \dots + (y_{n-1} - \overline{Y})(y_{n} - \overline{Y})] =$$

$$= \frac{n(n-1)}{N(N-1)}[(Y_{1} - \overline{Y})(Y_{2} - \overline{Y}) + (Y_{1} - \overline{Y})(Y_{3} - \overline{Y}) + \dots + (Y_{N-1} - \overline{Y})(Y_{N} - \overline{Y})]$$
[4]

eleviamo al quadrato la [2]

$$n^{2}(\bar{y}_{0} - \bar{Y})^{2} = [(y_{1} - \bar{Y}) + (y_{2} - \bar{Y}) + ... + (y_{n} - \bar{Y})]^{2}$$

usando la [3] e la [4] e facendone il valore atteso

$$n^{2}E(\bar{y}_{0} - \bar{Y})^{2} = \frac{n}{N} [(y_{1} - \bar{Y}) + (y_{2} - \bar{Y}) + \dots + (y_{N} - \bar{Y})]^{2} =$$

$$= \frac{n}{N} \{(y_{1} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} + 2\frac{(n-1)}{N-1} [(y_{1} - \bar{Y})(y_{2} - \bar{Y}) + \dots + (y_{N-1} - \bar{Y})(y_{N} - \bar{Y})]\} =$$

$$= \frac{n}{N} \{(y_{1} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} - \frac{n-1}{N-1} (y_{1} - \bar{Y})^{2} - \dots - \frac{n-1}{N-1} (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} - \dots - \frac{n-1}{N-1} (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} - \dots - \frac{n-1}{N-1} (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} - \dots - \frac{n-1}{N-1} (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2} - \dots - \frac{n-1}{N-1} (y_{N} - \bar{Y})^{2} + \dots + (y_{N} - \bar{Y})^{2}$$

(aggiungendo e sottraendo la stessa quantità)

$$+\frac{n-1}{N-1}(y_{1}-\overline{Y})^{2} + \dots + \frac{n-1}{N-1}(y_{N}-\overline{Y})^{2} + \dots + 2\frac{n-1}{N-1}(y_{1}-\overline{Y})(y_{2}-\overline{Y}) + \dots + 2\frac{n-1}{N-1}(y_{N-1}-\overline{Y})(y_{N}-\overline{Y}) = 26/69$$

$$= \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n-1}{N-1} \right) \left[\left(y_1 - \overline{Y} \right)^2 + \dots + \left(y_N - \overline{Y} \right)^2 \right] + \frac{n-1}{N-1} \left[\left(y_1 - \overline{Y} \right) + \dots + \left(y_N - \overline{Y} \right) \right]^2 = 0 \text{ per la prima proprietà della media}$$

$$= \frac{n}{N} \left(\frac{N-1-n+1}{N-1} \right) \left[\left(y_1 - \overline{Y} \right)^2 + \dots + \left(y_N - \overline{Y} \right)^2 \right] = \frac{n}{N} (N-n) \frac{\left(y_1 - \overline{Y} \right)^2 + \dots + \left(y_N - \overline{Y} \right)^2}{N-1} = 0$$

$$= \frac{n}{N} \left(N - n \right) S^2 \longrightarrow E(\overline{y}_0 - \overline{Y})^2 = \frac{n(N-n)}{Nn^2} S^2 = \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N} \text{ cvd}$$

CCS

Verifica empirica che:

$$E[(y_1 + y_2 + y_3 + \dots + y_n)] = \frac{n}{N}[(Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots + Y_N)]$$

$$E[(y_i + y_j + y_k)] = \frac{(y_1 + y_2 + y_3) + (y_1 + y_2 + y_4) + (y_1 + y_3 + y_4) + (y_2 + y_3 + y_4)}{4}$$

$$= \frac{(3y_1 + 3y_2 + 3y_3 + 3y_4)}{4} = \frac{3}{4}(y_1 + y_2 + y_3 + y_4)$$

Se non conosciamo S^2 della popolazione, occorre stimarlo:

$$s^{2} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_{i} - \overline{y}_{0})^{2}}{n-1}$$

s² è uno stimatore non distorto di S²

$$E(s^2) = S^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (Y_i - \overline{Y})^2}{N-1}$$

Sostituendo la stima di S² nella formula della varianza della media, otteniamo la stima della varianza della media pari a:

$$\hat{v}(\bar{y}) = \frac{s^2}{n} \frac{N - n}{N} = \frac{s^2}{n} (1 - f)$$

la stima della varianza della media è leggermente distorta

Errore standard della stima

$$\sigma_{\overline{y}_0} = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N}} = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{(1-f)}$$

Stima dell'Errore standard della stima

$$\hat{s}_{\bar{y}_0} = \frac{s}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N}} = \frac{s}{\sqrt{n}} \sqrt{(1-f)}$$

1-f: fattore di correzione per popolazioni finite può essere ignorato se

$$\frac{n}{N}$$
 < 0,05

Totale

$$\hat{y} = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i = N \overline{y}$$
 Totale campionario

anche chiamato stimatore per espansione

$$\operatorname{var}(\hat{y}) = E(\hat{y} - Y)^{2} = \operatorname{var}(N\overline{y}) = N^{2} \operatorname{var}(\overline{y}) = \frac{N^{2}S^{2}}{n} \frac{N - n}{N} = \frac{N^{2}S^{2}}{n} (1 - f)$$

$$\operatorname{var}(kx) = k2 \operatorname{var}(x)$$

N.B.

Come per la media anche per il totale, se si usa s² al posto di S², le stime saranno leggermente distorte:

$$\hat{v}(\bar{y}_0) = s_{\bar{y}_0}^2 = \frac{s^2}{n} \frac{N - n}{N} \qquad \qquad \hat{v}(\hat{y}) = \hat{s}_{\hat{y}}^2 = \frac{N^2 s^2}{n} (1 - f)$$

La varianza del totale nel campionamento casuale semplice, nel caso di estrazioni con ripetizione, è pari a

$$\operatorname{var}(\hat{y}) = E(\hat{y} - Y)^2 = \frac{N^2 S^2}{n} = \frac{N^2 S^2}{n}$$

Formula più semplice per s²

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum (y_{i} - \overline{y})^{2} = \frac{1}{n-1} \left[\sum y_{i}^{2} + n\overline{y}^{2} - 2\overline{y} \sum y_{i} \right] =$$

$$= \frac{1}{n-1} \left[\sum y_{i}^{2} + n \frac{\sum y_{i}^{2}}{n^{2}} - 2 \frac{\sum y_{i}}{n} \sum y_{i} \right] = \frac{1}{n-1} \left[\sum y_{i}^{2} - \frac{\left(\sum y_{i}\right)^{2}}{n} \right]$$

Supponiamo di avere una popolazione che può essere suddivisa in due categorie: CeC

Indichiamo con A il numero di soggetti appartenenti a C Nella popolazione avrò:

 $P = \frac{A}{N}$ Proporzione

Nel campione avrò:

$$p = \frac{a}{n}$$

Proporzione campionaria

se
$$y_i \begin{cases} 1 \text{ se } i \in C \\ 0 \text{ se } i \notin C \end{cases}$$

se
$$y_i \left\langle 1 \text{ se } i \in \mathbb{C} \right|$$

$$\overline{Y} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i}{N} = \frac{A}{N} = P$$

$$\overline{y}_o = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n} = \frac{a}{n} = p$$

$$\sum_{i=1}^{N} Y_i^2 = A; \sum_{i=1}^{n} y_i^2 = a$$

$$A = NP$$
; $a = np$

S² e s² in funzione di P e p

$$S^{2} = \frac{1}{N-1} \sum (y_{i} - \overline{Y})^{2} = \frac{1}{N-1} \left[\sum y_{i}^{2} + N \overline{Y}^{2} - 2 \overline{Y} \sum y_{i} \right] = \frac{1}{N-1} \left[\sum y_{i}^{2} + N \overline{Y}^{2} - 2 \frac{\sum y_{i}}{N} \frac{\sum y_{i}}{N} N \right] = \frac{1}{N-1} \left[\sum y_{i}^{2} + N \overline{Y}^{2} - 2 N \overline{Y}^{2} \right] = \frac{\sum y_{i}^{2} - N \overline{Y}^{2}}{N-1} = \frac{1}{N-1} \left(NP - NP^{2} \right) = \frac{1}{N-1} N \left(P - P^{2} \right) = \frac{N}{N-1} P (1-P)$$

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum (y_{i} - \overline{y_{o}})^{2} = \frac{1}{n-1} \left[\sum y_{i}^{2} - n\overline{y}_{0}^{2} \right] = \frac{n}{n-1} \times pq$$

- •quando la popolazione è dicotoma ... la distribuzione di campionamento è una Binomiale
- •possiamo stimare la proporzione di successi perché ci riferiamo a variabili non metriche
- •concettualmente (p o y_0 o il totale) non sono gli stessi stimatori

 y_0 o il totale riguardano variabili metriche p
 o A riguardano variabili categoriali/categorializzabili

$$p = \frac{a}{n}$$
 Stimatore corretto di P E(p)=P

la varianza di p v(p) è:

$$v(p) = \frac{N}{(N-1)} \frac{PQ}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) = \left(\frac{N-n}{N-1} \right) \frac{PQ}{n}$$

$$v(\overline{y}_0) = \frac{S^2(N-n)}{nN}$$

$$S^2 = \frac{N}{N-1}PQ$$

CCS – senza ripetizione

$$p = \frac{a}{n}$$
 Stimatore corretto di $P E(p) = P$

una stima non distorta di v(p) sui dati campionari è:

$$\hat{v}(p) = \frac{N - n}{N(n - 1)} pq$$

Dimostrazione:

Consideriamo la stima della varianza della media

$$\hat{v}(y_0) = \frac{s^2(N-n)}{nN} \text{ come stima non distorta di } v(y_0)$$
se
$$s^2 = \frac{n}{n-1} pq$$

CCS – senza ripetizione

avremo che:

$$\hat{v}(p) = s_p^2 = \frac{s^2}{n} \frac{N - n}{N} = \frac{n}{n-1} \frac{pq}{n} \frac{N - n}{N} = \frac{N - n}{N(n-1)} pq$$

se N è molto grande rispetto a n cioè n/N abbastanza piccolo

$$\hat{v}(p) \approx s_p^2 = \frac{pq}{(n-1)}$$

CCS – senza ripetizione

A=NP
$$\hat{A} = Np$$

$$\hat{y} = N \overline{y}_0$$

$$V(\hat{A}) = \frac{N^2 PQ}{n} \frac{N-n}{N-1} = N^2 V(P)$$

Se è nota la varianza della popolazione

$$v(\hat{A}) = \frac{N(N-n)}{n-1} pq = N^2 v(p) \longrightarrow$$

Se non è nota la varianza della popolazione

Stima non distorta di V(A)

CCS – con reimmissione

La varianza della media campionaria, nel caso di campionamento con ripetizione, è pari a:

$$\sigma_{\overline{y}}^2 = \operatorname{var}(\overline{y}) = V_{ccr}(\overline{y}) = E(\overline{y} - \overline{y})^2 = \frac{S^2}{n}$$

Quindi la varianza della media del campionamento casuale semplice con reinserimento è maggiore di quella senza reinserimento.

$$\sigma_{\bar{y}ccs}^2 > \sigma_{\bar{y}rcs}^2$$

lo stesso tipo di relazione vale anche per

- •totale
- proporzione

Stima della dimensione campionaria n

- a) limite massimo di errore che si vuole commettere
- b) precisione della stima campionaria da ottenere
- c) costi da sostenere
- d) tempo a disposizione, informazioni disponibili, funzioni di varianza....

Precisione desiderata legata all'aumentare massimo di errore tollerato nelle stime campionarie

Qual è il livello di errore tollerabile ? 5% ? 1%? Errore:

- a) assoluto
- b) relativo (rapporto fra errore assoluto e valore del parametro da stimare).

Errore assoluto d $P|\hat{\theta} - \theta| \leq d$

$$P|\hat{\theta} - \theta| \le d$$

Errore relativo
$$r$$

$$P\left|\frac{\hat{\theta}-\theta}{\theta}\right| \le r = P\left\{\hat{\theta}-\theta\right| \le r\theta\right\}$$

$$\hat{\theta} = \begin{cases} \bar{y} \to v(\bar{y}) = \frac{S^2}{n} (1 - f) \\ p \to v(p) = \frac{N - n}{N - 1} \frac{PQ}{n} \\ \hat{y} \to v(N\bar{y}) = N^2 \frac{S^2}{n} (1 - f) \end{cases}$$

$$\hat{\theta} = \begin{cases} \bar{y} \to v(p) = \frac{N - n}{N - 1} \frac{PQ}{n} \\ \hat{y} \to v(N\bar{y}) = N^2 \frac{S^2}{n} (1 - f) \end{cases}$$

In genere viene chiesto un errore assoluto pari a d

Nella pratica si può determinare un'ampiezza campionaria tale che sia minima la probabilità di commettere l'errore di superare tale valore "d"

$$P \left| \frac{\hat{\theta} - \theta}{\sqrt{V(\hat{\theta})}} \right| \le \frac{d}{\sqrt{V(\hat{\theta})}} \right| = 1 - \alpha$$

$$= P \left\{ \left| z_{\alpha/2} \right| \le \frac{d}{\sqrt{V(\hat{\theta})}} \right\} = 1 - \alpha$$

Lo stesso vale per r

$$P\left\{\left|\frac{\hat{\theta} - \theta}{\theta}\right| \le r\right\} = 1 - \alpha$$

$$= P\left\{\left|\hat{\theta} - \theta\right| \le r\theta\right\} = 1 - \alpha$$

$$= P\left\{\left|\frac{\hat{\theta} - \theta}{\text{var}(\hat{\theta})}\right| \le \frac{r\theta}{\text{var}(\hat{\theta})}\right\} = 1 - \alpha$$

$$z_{\alpha/2} = \frac{r(\theta)}{\sqrt{V(\hat{\theta})}} \Longrightarrow r(\theta) = z_{\alpha/2} \sqrt{V(\hat{\theta})}$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$P\{p-P|\leq d\}=1-\alpha$$

$$P\left\{\left|\frac{p-P}{\sqrt{V(p)}}\right| \le \frac{d}{\sqrt{V(p)}}\right\} = 1 - \alpha$$

$$P\left\{\left|z_{\alpha/2}\right| \le \frac{d}{\sqrt{V(p)}}\right\} = 1 - \alpha \qquad V(p) = \frac{PQ}{n} \frac{N - n}{N - 1}$$

$$z_{\alpha/2} = \frac{d}{\sqrt{V(p)}} \Rightarrow d = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \sqrt{\frac{PQ}{n}}$$

$$z^{2} \frac{PQ}{n} \frac{N-n}{N-1} = d^{2} \Rightarrow z^{2} PQN - z^{2} PQn = d^{2} n(N-1)$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$d^2n(N-1) + z^2PQn = z^2PQN$$

$$z^{2}PQN = d^{2}n(N-1) + z^{2}PQn = n[(N-1)d^{2} + z^{2}PQ]$$

$$n = \frac{z^2 PQN}{\left[(N-1)d^2 + z^2 PQ \right]}$$

$$=\frac{z^{2}PQN}{d^{2}N-d^{2}+z^{2}PQ}=\frac{\frac{z^{2}PQN}{d^{2}N}}{\left[\frac{Nd^{2}}{Nd^{2}}-\frac{d^{2}}{Nd^{2}}+\frac{z^{2}PQ}{Nd^{2}}\right]}=\frac{\frac{z^{2}PQN}{d^{2}N}}{\left[1-\frac{1}{N}+\frac{z^{2}PQ}{Nd^{2}}\right]}=$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{d^{2}}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{d^{2}} - 1\right)} = \frac{n_{0}}{1 + \frac{1}{N}(n_{0} - 1)}$$
se $N \to \infty$

$$\frac{z^{2}PQ}{d^{2}} = n_{0}$$

$$\frac{n_0}{N} \to 0$$
 $n_0 \cong n$ altrimenti

$$\frac{n_0}{N} \to 0 \quad n_0 \cong \mathbf{n} \qquad \text{altrimenti} \quad n = \frac{n_0}{1 + \frac{(n_0 - 1)}{N}} \cong \frac{\mathbf{n}_0}{1 + \frac{\mathbf{n}_0}{N}}$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

Errore relativo r

basta sostituire rP a d

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{r^{2}P^{2}}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{r^{2}P^{2}} - 1\right)} = \frac{n_{0}}{1 + \frac{1}{N}(n_{0} - 1)}$$

dove
$$n_0 = \frac{z_{\alpha/2}^2 PQ}{r^2 P^2} = \frac{z_{\alpha/2}^2}{r^2} \frac{Q}{P}$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

Errore relativo r

basta sostituire rP a d

$$P\left\{\left|\frac{p-P}{P}\right| \le r\right\} = P\left\{\left|p-P\right| \le rP\right\} = 1 - \alpha$$

$$P\left\{\left|\frac{p-P}{\sqrt{V(p)}}\right| \le \frac{rP}{\sqrt{V(p)}}\right\} = 1 - \alpha \qquad P\left\{\left|z_{\alpha/2}\right| \le \frac{rP}{\sqrt{V(p)}}\right\} = 1 - \alpha$$

$$z_{\alpha/2} = \frac{rP}{\sqrt{V(p)}} \Rightarrow rP = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \sqrt{\frac{PQ}{n}}$$

$$V(p) = \frac{PQ}{n} \frac{N-n}{N-1}$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$z_{\alpha/2} = \frac{rP}{\sqrt{V(p)}} \Longrightarrow rP = z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \sqrt{\frac{PQ}{n}}$$

$$z^{2} \frac{PQ}{n} \frac{N-n}{N-1} = r^{2} P^{2} \Rightarrow z^{2} PQN - z^{2} PQn = r^{2} P^{2} n(N-1)$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$r^2 P^2 n(N-1) + z^2 PQn = z^2 PQN$$

$$z^{2}PQN = r^{2}P^{2}n(N-1) + z^{2}PQn = n[(N-1)r^{2}P^{2} + z^{2}PQ]$$

$$n = \frac{z^2 PQN}{\left[(N-1)r^2 P^2 + z^2 PQ \right]}$$

$$=\frac{z^{2}PQN}{r^{2}P^{2}N-r^{2}P^{2}+z^{2}PQ}=\frac{\frac{z^{2}PQN}{r^{2}P^{2}N}}{\left[\frac{Nr^{2}P^{2}}{Nr^{2}P^{2}}-\frac{r^{2}P^{2}}{Nr^{2}P^{2}}+\frac{z^{2}PQ}{Nr^{2}P^{2}}\right]}=\frac{\frac{z^{2}PQN}{r^{2}P^{2}N}}{\left[1-\frac{1}{N}+\frac{z^{2}PQ}{Nr^{2}P^{2}}\right]}=$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{r^{2}P^{2}}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z_{\alpha/2}^{2}PQ}{r^{2}P^{2}} - 1\right)} = \frac{n_{0}}{1 + \frac{1}{N}(n_{0} - 1)} \qquad \frac{z^{2}PQ}{r^{2}P^{2}} = n_{0}$$

se
$$N \rightarrow \infty$$

$$rac{n_0}{N} \! o \! 0$$
 $n_0 \cong \! \mathrm{n}$ altrimenti

$$\frac{n_0}{N} \to 0 \quad n_0 \cong \mathbf{n} \qquad \text{altrimenti} \quad n = \frac{n_0}{1 + \frac{(n_0 - 1)}{N}} \cong \frac{\mathbf{n}_0}{1 + \frac{\mathbf{n}_0}{N}}$$

Dimensione campionaria per la stima della media

$$z_{\alpha/2}S\overline{y}_{0} = d$$

$$z^{2}_{\alpha/2}\frac{S^{2}}{n}\frac{N-n}{N} = d^{2} \Rightarrow z^{2}_{\alpha/2}S^{2}(N-n) = d^{2}nN$$

$$z^{2}_{\alpha/2}S^{2}N - z^{2}_{\alpha/2}S^{2}n = d^{2}nN$$

$$z^{2}_{\alpha/2}S^{2}N = z^{2}_{\alpha/2}S^{2}n + d^{2}nN$$

$$z^{2}_{\alpha/2}S^{2}N = n(d^{2}N + z_{\alpha/2}^{2}S^{2})$$

$$n = \frac{z_{\alpha/2}^{2}S^{2}N}{d^{2}N + z^{2}_{\alpha/2}S^{2}}$$

Dimensione campionaria per la stima della media

Errore assoluto d

dividiamo per d²N

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^2 S^2 N}{d^2 N}}{\frac{d^2 N}{d^2 N} + \frac{z_{\alpha/2}^2 S^2}{d^2 N}} = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^2 S^2}{d^2}}{1 + \frac{1}{N} \left(\frac{z_{\alpha/2}^2 S^2}{d^2}\right)}$$

$$n_0 = \frac{z_{\alpha/2}^2 S^2}{d^2}$$

$$n = \frac{n_0}{1 + \frac{n_0}{N}}$$

Dimensione campionaria per la stima della media

$$P\left\{\left|\frac{\overline{y}_0 - \overline{Y}}{\overline{Y}}\right| \le r\right\} = P\left\{\overline{y}_0 - \overline{Y}\right| \le r\overline{Y}\right\} = 1 - \alpha$$

$$P\left\{\frac{\left|\overline{y}_{0}-\overline{Y}\right|}{\sigma_{\overline{y}_{0}}} \leq \frac{r\overline{Y}}{\sigma_{\overline{y}_{0}}}\right\} = P\left\{z_{\alpha/2} \leq \frac{r\overline{Y}}{\sigma_{\overline{y}_{0}}}\right\} = 1 - \alpha$$

$$r\overline{Y} = z_{\alpha/2}\sigma_{\overline{y}_0} = z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{N-n}{N}}\frac{S}{\sqrt{n}}$$

Dimensione campionaria per la stima della media

$$r\overline{Y} = z_{\alpha/2}\sigma_{\overline{y}_0} = z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{N-n}{N}}\frac{S}{\sqrt{n}}$$

$$r^{2}\overline{Y}^{2} = z_{\alpha/2}^{2}\sigma^{2}_{y_{0}} = z^{2}_{\alpha/2}\frac{N-n}{N}\frac{S^{2}}{n}$$

$$r^{2}\overline{Y}^{2} = \frac{z^{2}_{\alpha/2}NS^{2} - z^{2}_{\alpha/2}nS^{2}}{Nn} \qquad r^{2}\overline{Y}^{2}Nn = z^{2}_{\alpha/2}NS^{2} - z^{2}_{\alpha/2}nS^{2}$$

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}S^{2}}{\left(\frac{r}{y}\right)^{2}}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z_{\alpha/2}S}{ry}\right)^{2}} \qquad n = \frac{\frac{z^{2}_{\alpha/2}NS^{2}}{\left(r^{2}\overline{Y}^{2}N + z^{2}_{\alpha/2}S^{2}\right)}}{1 + \frac{1}{N}\left(\frac{z_{\alpha/2}S}{ry}\right)^{2}} \Rightarrow n = \frac{n_{0}}{1 + \frac{n_{0}}{N}}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

$$P\left\{N\overline{y}-N\overline{Y}\right|\leq d\right\}=1-\alpha$$

$$z_{\alpha/2}S\hat{y} = d$$

$$z^{2}_{\alpha/2}N^{2}\frac{S^{2}}{n}\frac{N-n}{N}=d^{2} \Rightarrow z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}(N-n)=d^{2}nN$$

$$z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}N - z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}n = d^{2}nN$$

$$z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}N = n(d^{2}N + z_{\alpha/2}^{2}N^{2}S^{2})$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

Errore assoluto d

$$z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}N = n(d^{2}N + z_{\alpha/2}^{2}N^{2}S^{2})$$

$$n = \frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2 N}{d^2 N + z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}$$

dividiamo per d²N

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2 N}{d^2 N}}{\frac{d^2 N}{d^2 N} + \frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2 N}} = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2}}{1 + \left(\frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2}\right)}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

$$n = \frac{\frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2}}{1 + \left(\frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2}\right)}$$

$$n_0 = \frac{z_{\alpha/2}^2 N^2 S^2}{d^2}$$

$$n_0 = \frac{n_0}{1 + n_0}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

$$P\left\{\left|\frac{N\overline{y}-N\overline{Y}}{N\overline{Y}}\right| \le r\right\} = \left(\left|\overline{y}-\overline{Y}\right| \le rN\overline{Y}\right) = 1-\alpha$$

$$z_{\alpha/2}S\hat{y} = rN\overline{Y}$$

$$r^{2}\overline{Y}^{2}N^{2} = z_{\alpha/2}^{2}\sigma^{2}\hat{y} = z_{\alpha/2}^{2}N^{2}\frac{N-n}{N}\frac{S^{2}}{n}$$

$$r^{2}\overline{Y}^{2}N^{2} = \frac{z^{2}_{\alpha/2}N^{2}NS^{2} - z^{2}_{\alpha/2}nN^{2}S^{2}}{Nn} =$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

$$r^{2}\overline{Y}^{2}N^{2} = \frac{z^{2}_{\alpha/2}N^{2}NS^{2} - z^{2}_{\alpha/2}nN^{2}S^{2}}{Nn} =$$

$$r^2 \overline{Y}^2 N^2 N n = z^2_{\alpha/2} N^2 N S^2 - z^2_{\alpha/2} n N^2 S^2$$

$$r^{2}\overline{Y}^{2}N^{2}Nn + z^{2}_{\alpha/2}nN^{2}S^{2} = z^{2}_{\alpha/2}N^{2}NS^{2}$$

$$n(r^2\overline{Y}^2N^2N + z^2_{\alpha/2}N^2S^2) = z^2_{\alpha/2}N^2NS^2$$

$$n = \frac{z^{2}_{\alpha/2}N^{2}NS^{2}}{r^{2}\overline{Y}^{2}N^{2}N + z^{2}_{\alpha/2}N^{2}S^{2}}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale

Errore relativo r

$$n = \frac{z^{2} \alpha/2 N^{2} N S^{2}}{r^{2} \overline{Y}^{2} N^{2} N + z^{2} \alpha/2 N^{2} S^{2}}$$

dividiamo tutto per $r^2 \overline{Y}^2 N^2$

$$n = \frac{\frac{z^{2} \alpha/2 N N^{2} S^{2}}{r^{2} \overline{Y}^{2} N}}{\left(\frac{r^{2} \overline{Y}^{2} N^{2} N}{r^{2} \overline{Y}^{2} N^{2}} + \frac{z^{2} \alpha/2 N^{2} S^{2}}{r^{2} \overline{Y}^{2} N^{2}}\right)}$$

$$n = \frac{n_0}{N + \frac{z_{\alpha/2}^2 S^2}{r^2 y^2}}$$

$$n_0 = \frac{z^2 \alpha/2 N S^2}{r^2 \overline{Y}^2} \Longrightarrow n = \frac{n_0}{N(1 + n_0)}$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

Esempio: Errore (assoluto) massimo tollerabile 3% N=48.000

$$P\{|p-P| \le d\} = 1 - \alpha$$

$$P\{|p-P| \le 0.03\} = 1 - \alpha$$

$$P\{\left|\frac{p-P}{\sqrt{V(p)}}\right| \le \frac{0.03}{\sqrt{V(p)}}\} = 1 - \alpha$$

$$P\left\{\left|z_{\alpha/2}\right| \le \frac{0.03}{\sqrt{V(p)}}\right\} = 1 - \alpha$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

Esempio: Errore (assoluto) massimo tollerabile 3% N=48.000

 $con \alpha = 0.05$

$$1,96 = \frac{0,03}{\sqrt{V(p)}} \Rightarrow V(p) = \frac{0,03^2}{1,96^2} = 0,000234$$

nell'ipotesi cautelativa in cui P=Q=0,5

$$V(p) = \frac{PQ}{n} \frac{N-n}{N-1} = \frac{0.5 \times 0.5}{n} \frac{N-n}{N-1} = 0.000234$$

Dimensione campionaria per la stima della proporzione

Esempio: Errore (assoluto) massimo tollerabile 3% N=48.000

$$V(p) = \frac{0.5 \times 0.5}{n} \frac{N - n}{N - 1} = 0.000234$$

$$= 0.25N - 0.25n = nN0.000234$$

$$0,25N = nN0,000234 + 0,25n = n(N0,000234 + 0,25)$$

$$n = \frac{0,25N}{N0,000234 + 0,25} = \frac{0,25 \times 48000}{48000 \times 0,000234 + 0,25} = 1045$$

Dimensione campionaria per la stima del totale A

Esempio: Errore (relativo) massimo tollerabile 10%

$$con \alpha = 0.05$$

$$P\left\{\left|\frac{Np - NP}{NP}\right| \le r\right\} = \left(\left|p - P\right| \le rP\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left\{\left|z_{\alpha/2}\right| \le \frac{0,10Np}{N\sqrt{V(p)}}\right\} = 0,95$$

$$= 0.10Np = 1.96N\sqrt{V(p)}$$

$$V(p) = \frac{S^2}{n} \frac{N-n}{N} = \frac{PQ}{n} \frac{N-n}{N-1}$$

N ????? se non lo conosciamo

$$V(p) \approx \frac{PQ}{n}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale A

Esempio: Errore (relativo) massimo tollerabile 10% nell'ipotesi cautelativa in cui P=Q=0,5

$$= 0.10 \times 0.5 = 1.96 \frac{\sqrt{0.5 \times 0.5}}{\sqrt{n}} \Rightarrow 0.05 = \frac{1.96 \times 0.5}{\sqrt{n}}$$

$$\sqrt{n} = \frac{1,96 \times 0,5}{0,05} \Rightarrow n = \frac{1,96^2 \cdot 0,5^2}{0,05^2} = 384,16 \approx 385$$

caso in cui N=10000

$$0,10 \times 0,5 = 1,96 \frac{\sqrt{0,5 \times 0,5}}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

$$0,10 \times 0,5 = 1,96 \frac{\sqrt{0,5 \times 0,5}}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{10000 - n}{9999}}$$

Dimensione campionaria per la stima del totale A

Esempio: Errore (relativo) massimo tollerabile 10%

$$0.05 = \frac{0.98}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{10000 - n}{9999}} =$$

$$5,102^2 = \frac{10000 - n}{n} \Rightarrow n = \frac{10000}{27,028} = 369,98 \approx 370$$

caso in cui N=1000

$$0,10 \times 0,5 = 1,96 \frac{\sqrt{0,5 \times 0,5}}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{1000 - n}{999}}$$

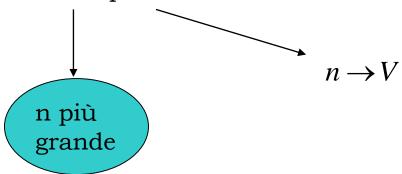
$$n = \frac{1000}{3.6} = 278$$

a proposito di n

a parità di altre condizioni, al crescere del coefficiente di confidenza (z), aumenta rapidamente la dimensione campionaria

$$n \to z_{\alpha/2}^2$$

n dipende dalla varianza della popolazione o dalla sua stima (V) Popolazione più variabile



n dipende dalla precisione (d) (errore massimo che si può commettere) $n \rightarrow d^2$

Errore grande — n piccolo

69/69