Tecniche di indagine statistica

Lezione 20, 21 e 22

Quando si può fare di meglio del CCS ?

- Si hanno informazioni *ausiliarie* sulla popolazione

stimatori rapporto (in genere non corretti ma più precisi)

- La popolazione è suddividibile in *gruppi omogenei* al loro interno.

- Le liste sono presenti per *gruppi di unità* e non per l'intera popolazione (*struttura gerarchica* delle liste).

- I costi per raggiungere le unità possono *variare notevolmente* e disegni diversi comportano costi molto inferiori.

Campionamento su più stadi /1

Popolazione può essere ben definita ma non necessariamente può essere agevole raggiungere le sue unità (*unità di analisi)*

Es: campione di 400 famiglie residenti in una area per stimare il n.ro di assicurazioni possedute (10.000 famiglie in totale)

a. CCS di 400 famiglie (se possibile, anche stratificato)

b. suddivisione dell'area in 500 blocchi di (≈) 20 famiglie ciascuno e indagine a tutte le famiglie residenti in 20 blocchi selezionati a caso dai 500 totali:

   blocchi = unità primarie o 1^ livello/clusters (*primary sampling units PSU)*

   famiglie = unità 2^ livello (*secondary sampling units SSU*)

Quali conseguenze di *b)* rispetto ad *a)* ?

Campionamento su più stadi /2

Popolazione può essere ben definita ma non necessariamente può essere agevole raggiungere le sue unità (*unità di analisi)*

Es: campione di 1500 studenti scuole superiori FVG per stimare le conoscenze di matematica (49.454 studenti iscritti a.s. 2024/25)

Liste studenti disponibili per scuola (*gruppi di unità)* e non per l'intera popolazione

Struttura gerarchica delle liste poiché organizzazione della pop.ne è gerarchica:

- popolazione finale di unità (di analisi) è contenuta in un aggregato di unità di livello (stadio) superiore, le quali – a loro volta - possono essere contenute in ulteriori unità sempre più ristrette in numero e ampie in dimensione

Campionamento su più stadi - motivazione

- Necessarie solo le liste delle sottopopolazioni contenute nelle unità selezionate al livello superiore
- Rilevazione concentrata nelle unità primarie:
  - agevolata l'organizzazione del lavoro sul campo (formazione delle liste, selezione del campione, reclutamento del personale per la rilevazione, supervisione del lavoro sul campo)
  - facilità di esecuzione della rilevazione (minori spostamenti, i rilevatori conoscono e sono conosciuti dai rispondenti, ecc.); controllo di copertura
  - riduzione dei costi e tempi di esecuzione
  - unità reperibili presso le comunità (famiglie, scuole, reparti operativi, ecc.)

Tuttavia

- Campione complesso, stime complesse
- Rischio di inefficienza delle stime (dovuta a omogeneità interna delle unità primarie)

Campionamento a grappoli (one-stage cluster sampling)

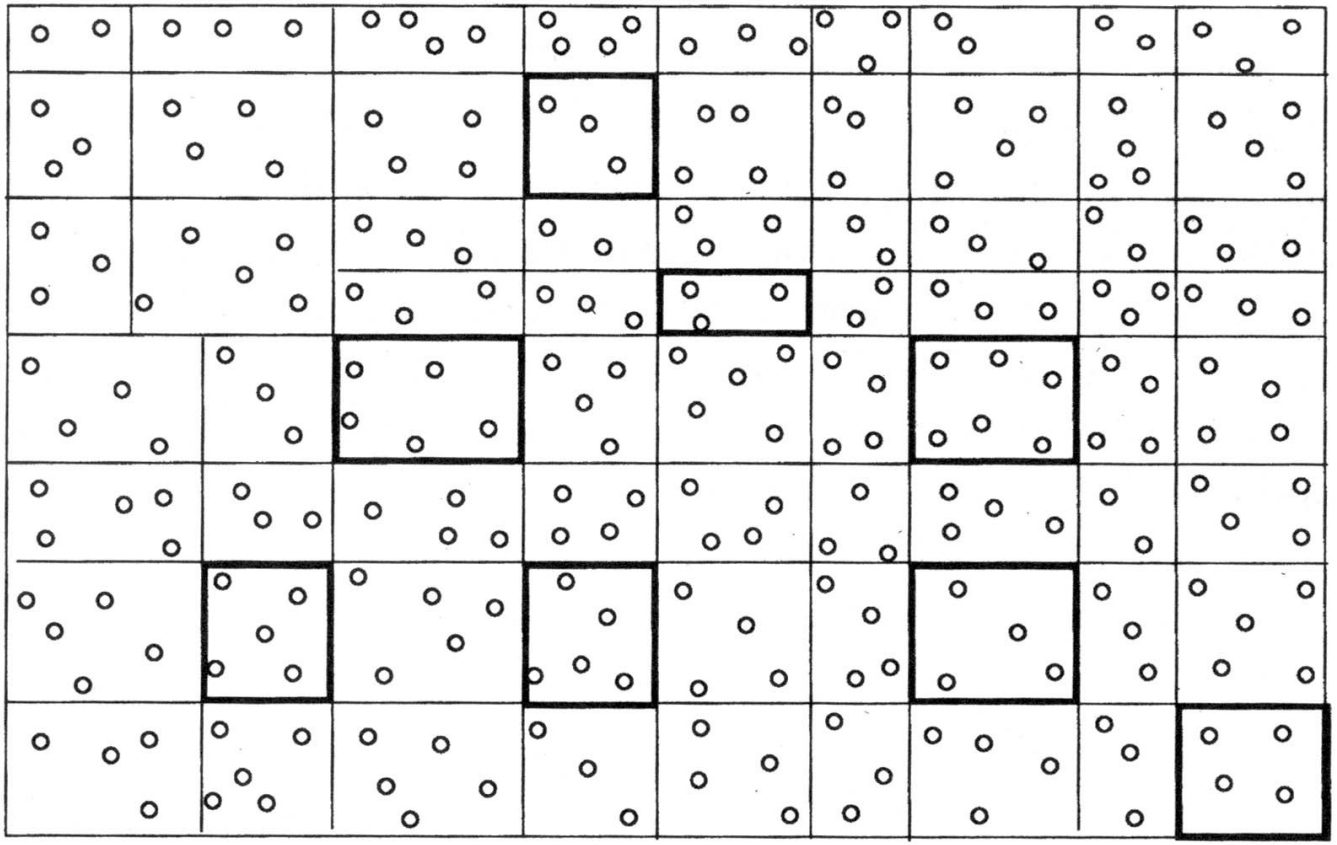


Fig. 3. Campionamento a grappoli: grappolo ( ), unità elementare (∘).

Campionamento a due stadi (two-stage cluster sampling)

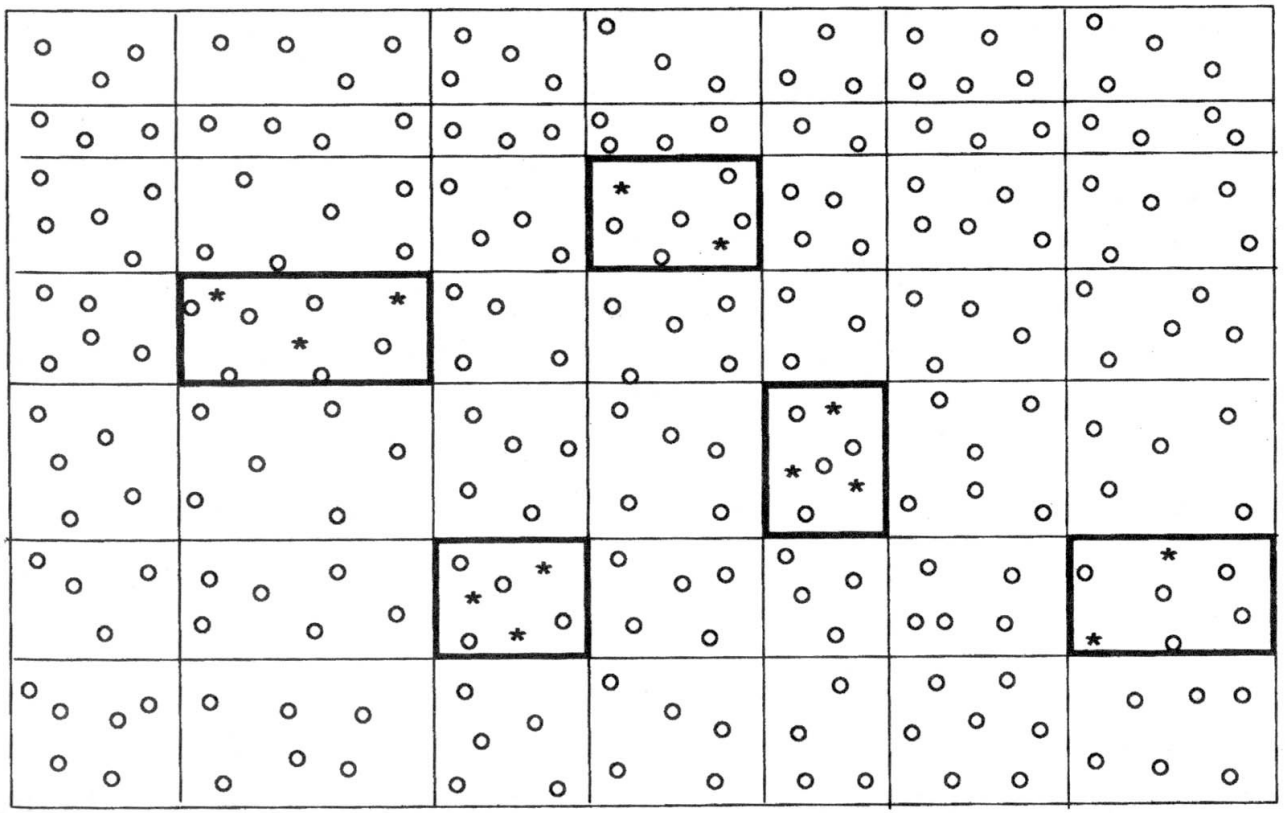
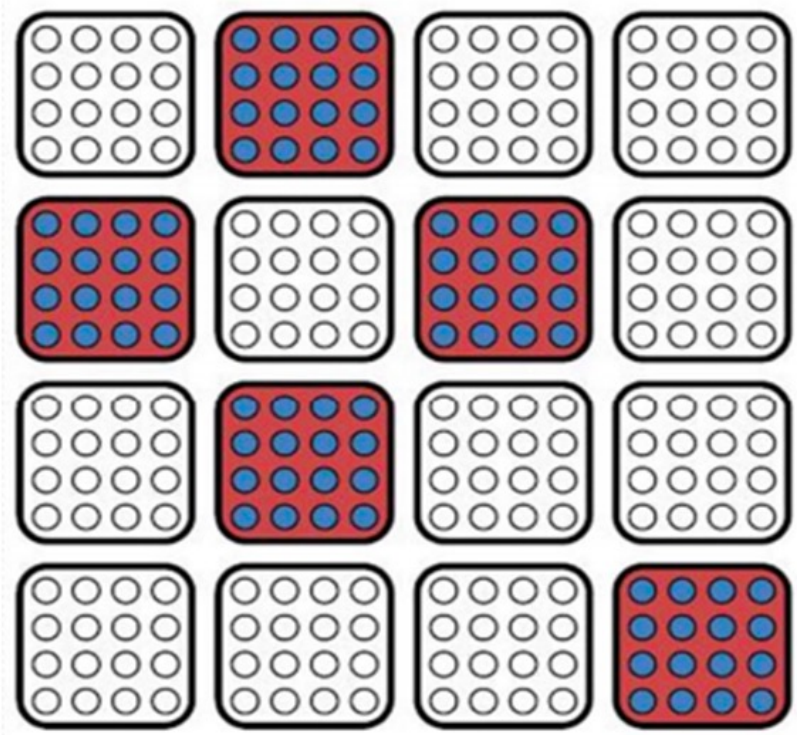


Fig. 4. Campionamento a due stadi: unità della popolazione (○), unità primaria (□), unità elementare (⋆).

Campionamento a grappoli *vs* a (due) stadi

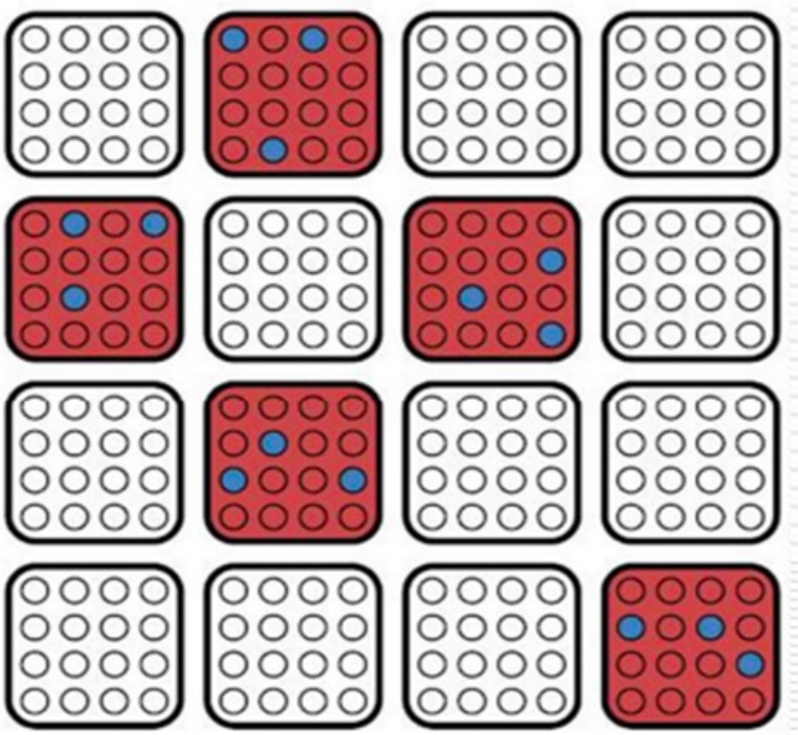
Campionamento a grappoli

G = 5



Campionamento a 2 stadi

I stadio: G = 5; II stadio: $n_i = 3$



Campionamento a grappoli/stadi

solo i *clusters* (unità di primo stadio) selezionati al primo stadio devono rappresentare tutta la popolazione
i gruppi (clusters) dovrebbero essere quindi *molto eterogenei* al loro interno

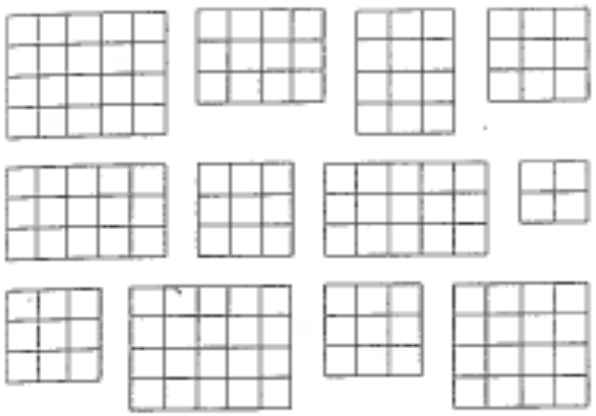
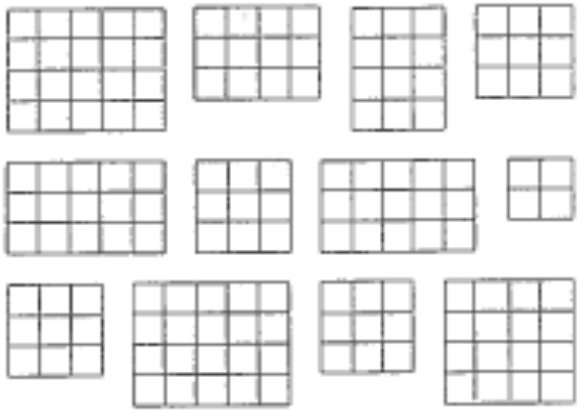
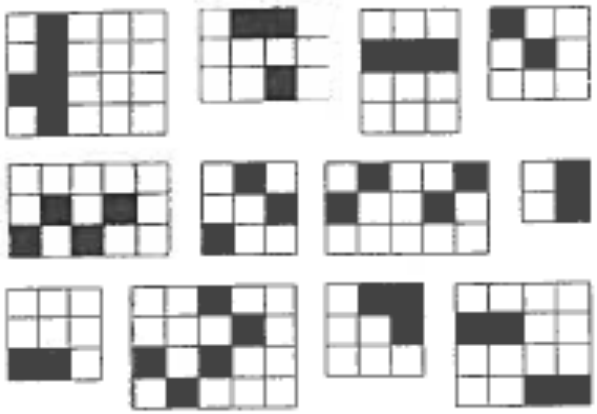
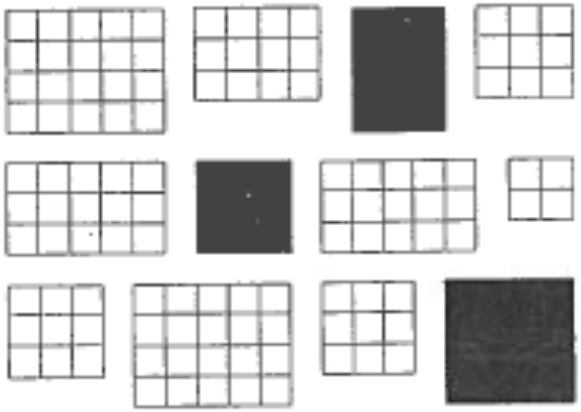
in realtà

l'appartenenza ad un gruppo fa sì che le unità risultino interdipendenti o omogenee o correlate tra loro (a causa di fattori misurabili e non: *condivisione di uno stesso contesto/ esperienze simili*)
le informazioni "originali" sono perciò "inferiori" al numero di unità del gruppo (selezionando tutte le unità del cluster, si ripete parzialmente una informazione già nota)

⇨ stime meno efficienti

usato poiché meno costoso e molto conveniente dal punto di vista operativo selezionare clusters che non selezionare casualmente dalla popolazione

Campionamento stratificato *vs* grappoli

Stratified Sampling	Cluster Sampling
Each element of the population is in exactly one stratum.	Each element of the population is in exactly one cluster.
Population of H strata; stratum h has a_h elements: 	One-stage cluster sampling; population of N clusters: 
Take an SRS from *every* stratum: 	Take an SRS of clusters; observe all elements within the clusters in the sample: 
Variance of the estimate of $\bar{y}_U$ depends on the variability of values *within* strata.	The cluster is the sampling unit; the more clusters we sample, the smaller the variance. The variance of the estimate of $\bar{y}_U$ depends primarily on the variability *between* cluster means.
For greatest precision, individual elements within each stratum should have similar values, but stratum means should differ from each other as much as possible.	For greatest precision, individual elements within each cluster should be heterogeneous, and cluster means should be similar to one another.

in ogni strato è selezionato un campione di unità

nel campione di *strati*, tutti gli elementi sono osservati

Notazione - Campionamento a grappoli

(scuole sup. Fvg = 140 a.s. 2010/11, = 189 a.s. 2020/21)

U = popolazione suddivisa in $\boldsymbol{M}$ gruppi/clusters (psu/up) di numerosità N_h *(h = 1, 2, …, M)* ciascuno, con $\sum_{h=1}^{M} N_h = N$

(studenti nella scuola)

(Fvg a.s. 2010/11: 46077, 2020/21: 49516)

N_h valori di Y nel gruppo h: $Y_1^{(h)}, Y_2^{(h)}, \ldots, Y_{N_h}^{(h)}$

(Y= essere ripetente), $Y_T^{(h)}$= n.ro ripetenti

Per ciascun cluster:

Media di Y nel cluster h: $\bar{Y}^{(h)} = \frac{1}{N_h}\sum_{k=1}^{N_h} Y_k^{(h)}$

Totale di Y nel cluster h: $Y_T^{(h)} = \sum_{k=1}^{N_h} Y_k^{(h)} = N_h \bar{Y}^{(h)}$

Popolazione:

(ripetenti a.s. 2010/11: 3041, a.s. 2020/21: 297)

Media di Y: $\bar{Y} = \frac{1}{N}\sum_{h=1}^{M} N_h \bar{Y}^{(h)}$

(% ripetenti Fvg 2010/11: 6.6%, a.s. 2020/21: 0.6%

Totale medio: $\bar{Y}_T = \frac{1}{M}\sum_{h=1}^{M} Y_T^{(h)} = \frac{1}{M}\sum_{h=1}^{M} N_h \bar{Y}^{(h)}$

"No matter how you define it, the notation for cluster sampling is messy, because you need notation for both psu and the ssu levels. "(Lohr, 2022)

Campionamento a grappoli – con probabilità uguali

Campione CCS di m clusters (con uguale probabilità)

Totali di Y nei clusters selezionati: $y_T^{(1)}, y_T^{(2)}, \ldots, y_T^{(m)}$

Stimatore non distorto del totale medio: $\bar{y}_T = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} y_T^{(i)}$

Stimatore non distorto della media di Y nella pop.ne: $\bar{y}_{CL} = \frac{M}{N}\bar{y}_T$

con varianza

$$var(\bar{y}_{CL}) = \left(\frac{M}{N}\right)^2 \frac{1-f}{m} S_C^2 \text{ , } f = m/M \text{ e } S_C^2 = \frac{1}{M-1}\sum_{h=1}^{M}\left(Y_T^{(h)} - \bar{Y}_T\right)^2$$

stimata da $s_C^2 = \frac{1}{m-1}\sum_{h=1}^{m}\left(y_T^{(h)} - \bar{y}_T\right)^2$

varianza determinata da differenze tra i totali di clusters e NON entro i clusters.

Camp.to grappoli: usato in molte indagini in cui il costo di campionamento per unità è trascurabile rispetto al costo di campionamento del cluster

(classe scolastica/scuola: cluster *naturale* per indagini su istruzione. Intervistare tutti gli studenti in una classe aumenta di poco i costi rispetto ad intervistarne solo alcuni)

- Campione auto-ponderante $w_j^{(h)} = M/m$

Campionamento a grappoli – con probabilità uguali

Campione a grappoli equivalente a CCS a livello aggregato:

Le unità selezionate sono i clusters e le osservazioni sono i totali dei valori $Y_j^{(h)}$ delle unità nei clusters selezionati

$(j = 1, \dots, N_h$ e $h = 1, \dots, M)$

Selezione clusters con probabilità uguali:

1. varianza stimatore data da variazioni nei totali di clusters $Y_T^{(h)}$.
   Se valori individuali $Y_i^{(h)}$ non molto variabili, la variazione nei totali data principalmente dal numero di unità nel cluster N_h.
2. numero di unità individuali da osservare nel campione può essere molto variabile se N_h molto diversi tra loro
   (es: va bene per selezione di classi scolastiche, che più o meno hanno la stessa dimensione $N_h = L$ ma non con selezione scuole)
3. se ampiezza clusters diverse, più conveniente selezionare i clusters con probabilità variabile (proporzionale all'ampiezza)

Confronto CCS e camp.to a grappoli ($N_h = L$)

Camp.to a grappoli: sempre stimatori meno precisi di CCS di pari numerosità

Situazione opposta a campionamento stratificato
(aumenta precisione se var *tra* gli strati grande rispetto a var *entro*)

poiché in camp.to a grappoli variabilità stimatore dipende interamente dalla variabilità *tra* i clusters
(diminuisce precisione se var *tra* i clusters è grande)

Spesso, elementi in clusters diversi più variabili che elementi nello stesso cluster, poiché clusters diversi hanno totali/medie diverse (es. diverso rendimento di classi di studenti, dovuto a insegnanti/contesti diversi)

Quanto "simili" sono tra loro gli elementi di un cluster?

Misura del grado di omogeneità interna ai clusters

Quanto "simili" sono tra loro gli elementi di un cluster?

Coefficiente di correlazione *intraclasse* (con uguale ampiezza $N_h = L$):

$$\rho = 2\sum_{h=1}^{M}\sum_{j<k}\left(\left(Y_j^h - \bar{Y}\right)\left(Y_k^h - \bar{Y}\right)\right)\Big/\left[(L-1)(ML-1)S^2\right]$$

$$Deff = \frac{var(\bar{y}_{cL})}{var(\bar{y}_{\mathrm{CCS}})} \approx \frac{ML-1}{L(M-1)}\left[1 + (L-1)\rho\right]$$

se M grande:

$ML - 1 \approx L(M-1)$, il rapporto è $\approx [1 + (L-1)\rho]$

con $\rho = 0.5$ e $L = 5$,

deff $\approx [1 + (L-1)\rho] = 3$

Deff = 3 indica che servono 300 elementi con campione a grappoli per ottenere la precisione di 100 elementi in CCS
(in cluster "naturali" $\rho > 0$)

Esempio campione a grappoli stessa dimensione

Stima GPA medio degli studenti in casa studente:
400 (*N*) studenti in 100 (*M*) appartamenti (suites) da 4 (*L*)

1. Per CCS serve lista studenti per selezionare *n* studenti

2. Campione a grappoli: selezione CCS di *m*=*5* suites e chiesto GPA ai 4 studenti delle 5 suites (osservazioni totali = 20):

	App.to					
Studente	1	2	3	4	5	
1	3.08	2.36	2.00	3.00	2.68	
2	2.60	3.04	2.56	2.88	1.92	
3	3.44	3.28	2.52	3.44	3.28	
4	3.04	2.68	1.88	3.64	3.20	
Totale	12.16	11.36	8.96	12.96	11.08	$y_T^{(m)}$

$\bar{y}_T = \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} y_T^{(i)}$ = (12.16+11.36+8.96+12.96+11.08)/5 = 11.304

$\bar{y}_{CL} = \frac{M}{N}\bar{y}_T$ = (100 * 11.304)/400 = 2.826

Esempio campione a grappoli stessa dimensione

Stima varianza

	App.to				
Studente	1	2	3	4	5
1	3.08	2.36	2.00	3.00	2.68
2	2.60	3.04	2.56	2.88	1.92
3	3.44	3.28	2.52	3.44	3.28
4	3.04	2.68	1.88	3.64	3.20
Totale	12.16	11.36	8.96	12.96	11.08

$$\widehat{var}(\bar{y}_{CL}) = \left(\frac{M}{N}\right)^2 \frac{1-f}{m} s_C^2 =$$

$$s_C^2 = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^{m} \left(y_T^{(h)} - \bar{y}_T\right)^2$$

$$= \frac{1}{5-1}\left[(12.16 - 11.304)^2 + \ \ldots + (11.08 - 11.304)^2\right] = 2.256$$

$$\widehat{var}(\bar{y}_{CL}) = \left(\frac{100}{400}\right)^2 \frac{1}{5}\left(1 - \frac{5}{100}\right) 2.256 = 0.02679$$

Campionamento a due stadi

Motivazioni:
- elementi del cluster molto simili tra loro: spreco di risorse osservarli tutti
- molto costosa l'osservazione delle unità finali (ssu) rispetto a psu

Come si procede:
1. campione (usualmente CCS) di *m* unità di primo livello/stadio
2. campione (usualmente CCS) di unità di secondo livello/stadio entro le unità di primo stadio

Notazione come per grappoli:

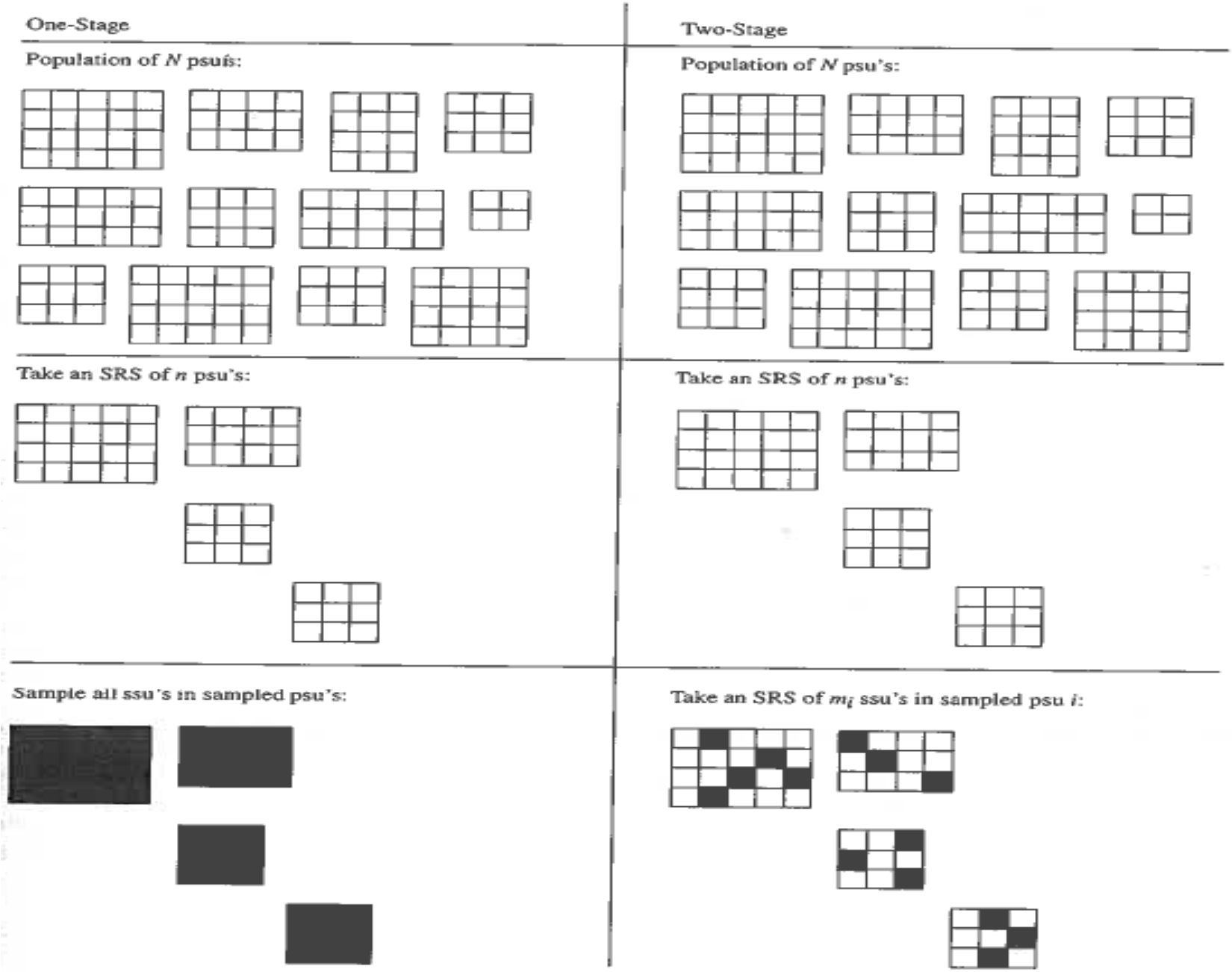
- campione $y_1^{(h)}, y_2^{(h)}, \ldots, y_{n_h}^{(h)}$ di dimensione $\boldsymbol{n_h}$ da psu h *(h = 1, 2, …, M)*

- totale nelle psu stimati da $y_T^{(1)}, y_T^{(2)}, \ldots, y_T^{(M)}$

- indicatore (0/1) psu nel campione $b_1, b_2, \ldots, b_M$

(selezione senza replicazione: 1 se selezionata, 0 se non selezionata;
se selezione con replicazione b_h = n.ro di volte psu *h* è nel campione (*h = 1, 2, …, M*)

Campionamento a grappoli *vs* due stadi



Campionamento a due stadi - stimatori

1. selezione di m unità di primo livello
2. selezione di n_h unità di secondo livello entro ogni unità selezionata al primo stadio

(selezione CCS in entrambi gli stadi: situazione più semplice)

Stimatore non distorto della media di Y nella pop.ne:

$$\bar{y}_{TS} = \frac{M}{N}\frac{1}{m}\sum_{h=1}^{M} b_h N_h \bar{y}^{(h)}$$

è la media degli stimatori per i totali nelle psu selezionate

come grappoli ma con stima totali psu

con varianza

$$var(\bar{y}_{TS}) = \left(\frac{M}{N}\right)^2 \left(1 - \frac{m}{M}\right)\frac{S_1^2}{m} + \frac{M}{mN^2}\sum_{h=1}^{M} N_h^2 \left(1 - \frac{n_h}{N_h}\right)\frac{S_{2,h}^2}{n_h}$$

Dove $S_1^2 = \frac{1}{M-1}\sum_{h=1}^{M}\left(Y_T^{(h)} - \bar{Y}_T\right)^2$ varianza dei totali delle psu

$S_{2,h}^2 = \frac{1}{N_h-1}\sum_{k=1}^{N_h}\left(Y_k^{(h)} - \bar{Y}^{(h)}\right)^2$ varianza entro psu h

(stimate dalle quantità campionarie s_1^2 e $s_{2,h}^2$). Se N grande, 2^ termine trascurabile

Scelte per formare un campione su più stadi

Probabilità di inclusione delle unità – due stadi

Prob osservare nel campione la ssu k che appartiene alla psu h =

$$p_{hk} = p_h p_{k/h} = \frac{m}{M}\frac{n_h}{N_h}$$

ogni unità selezionata rappresenta in totale MN_h/mn_h unità della pop.ne

Per avere campione auto-ponderante:
n_h proporzionale a N_h così n_h/N_h è ≈ costante in tutte le psu

Per avere campione:

1. auto-ponderante
2. ridurre impatto omogeneità intraclasse
3. garantire dimensione campionaria = *n* (fissato) indipendentemente dalle psu selezionate al primo stadio

selezione psu con replicazione e probabilità proporzionale a N_h (probabilità variabile) e selezione numero fisso di ssu in ogni psu

⇒ campione a due stadi PPS $\quad p_{hk} = \frac{mN_h}{M}\frac{n_0}{N_h}$

ampiezza campionaria
$n = mn_0$

Numerosità ottima ssu (n_o) in funzione dei costi

Modello di costo $C = mC_h + mn_0c$

C costo totale
C_h costo per psu
c costo per elemento (ssu)

$n_0 \approx \sqrt{\frac{C_h}{c}\frac{(1-\rho)}{\rho}}$ Poiché *campione* $n = mn_0$, fissato n e n_0, poi si determina m

a parità di altre condizioni, più l'omogeneità interna è elevata, più alti i costi per unità (c) e più bassi i costi per gruppo (C_h)

⇩

più il campione sarà sparpagliato tra i gruppi (psu)

N.B. indagini multiscopo: usuali considerazioni

Indagine OCSE PISA 2022

I RISULTATI DEGLI STUDENTI ITALIANI IN MATEMATICA, LETTURA E SCIENZE

https://invalsiareaprove.cineca.it/docs/2024/Indagini%20internazionali/RAPPORTI/Rapporto_nazionale_PISA2022_.pdf

Tabella 1.1 Distribuzione del campione italiano per macroarea geografica e tipologia di istruzione.

MACROAREA GEOGRAFICA	LICEI	ISTITUTI TECNICI	ISTITUTI PROFESSIONALI	SCUOLE SECONDARIE DI I GRADO	ISTRUZIONE E FORMAZIONE PROFESSIONALE	TOTALE
NORD OVEST	885	571	170	11	33	1670
NORD EST	2074	1740	313	2	1252	5381
CENTRO	764	314	133	4	41	1256
SUD	719	338	177	9	45	1288
SUD E ISOLE	545	261	87	10	54	957
ITALIA	4987	3224	880	36	1425	10552

Campionamento stratificato a 2 stadi:

- scuole stratificate per macroarea e tipologia istruzione e selezione PPS (350 circa)
- **53 studenti in ciascuna scuola: 42 per la prova PISA standard e 11 per la prova di literacy finanziaria**

Campionamento con probabilità variabili PPS
(Probability Proportional to Size)

In generale, con probabilità variabili di selezione per le psu:

- è favorita in termini probabilistici l'entrata nel campione delle unità di grandi dimensioni (campione "rappresenta" meglio la popolazione rispetto a uno selezionato con probabilità uguali)
- le unità finali sono estratte da blocchi mediamente più estesi, e quindi sono più disperse e la stima è più efficiente di un campione selezionato con probabilità costanti ad ogni stadio

Spesso, selezione di una unica psu ($m = 1$):

- se stratificazione al primo stadio, ogni strato può contenere poche psu
- possono anche essere definiti un grande numero di strati per aumentare la precisione

Ovviamente, con una psu non è possibile ottenere stime della variabilità tra psu entro lo strato: procedure specifiche per stimare la varianza

Come si fa la selezione PPS?

Campionamento con probabilità variabili PPS
caso semplice: selezione con replicazione

P (unità h è selezionata alla prima estrazione) = ψ_h
= *P* (unità h è selezionata alla seconda estrazione) = *P* (terza) …

Idea sottostante:
- selezione di m psu con replicazione
- stimare il totale per ciascuna psu
- se psu replicate, il totale sarà incluso tante volte quante la psu è stata selezionata
- **stima** totale popolazione = media delle m stime t_h indipendenti
- **stima varianza** = varianza campionaria delle m stime indipendenti diviso m (stima della componente S_1^2)

Per *selezione PPS* (conoscenza di una misura di dimensione **per tutte** le psu nella popolazione):

1. Metodo della cumulata
2. Metodo di Lahiri (particolarmente utile quando il n.ro di psu è grande)

Metodo della cumulata per PPS

647 studenti in 15 classi, campione di 5 classi con replicazione e prob. proporzionale a N_h (= n.ro studenti per classe)

Class Number	N_h	ψ_h	Cumulative N_h Range	
1	44	0.068006	1	44
2	33	0.051005	45	77
3	26	0.040185	78	103
4	22	0.034003	104	125
5	76	0.117465	126	201
6	63	0.097372	202	264
7	20	0.030912	265	284
8	44	0.068006	285	328
9	54	0.083462	329	382
10	34	0.052550	383	416
11	46	0.071097	417	462
12	24	0.037094	463	486
13	46	0.071097	487	532
14	100	0.154560	533	632
15	15	0.023184	633	647
Total	647	1		

$$\psi_h = N_h/647$$

1. Generazione di 5 numeri casuali : 487, 369, 221, 326, 282
2. Classi nel campione: 13, 9, 6, 8, 7

(se n.c.= 553, 082, 245, 594, 150, campione: 14, 3, 6, 14, 5 con classe 14 inserita 2 volte)

Si utilizza anche selezione sistematica (che produce campioni non replicati ma in grandi pop.ni, differenza minima)

Selezione sistematica per PPS /1

(che produce campioni non replicati ma in grandi pop.ni, risultati molto simili)

647 studenti in 15 classi, campione di 5 classi:

- lista degli elementi per la prima psu, poi la seconda e così via
- selezione sistematica dalla lista

$1 < x < 129$ (647/5 ≈ 129.4), psu nel campione: x, $x+129$, …

se $x = 112$

Number in Systematic Sample	psu Chosen
112	4
241	6
370	9
499	13
628	14

N.B.:

Non vero campione con replicazione, poiché classi <= 129 non entrano più di una volta nel campione e classi > 129 hanno $P = 1$ di far parte del campione

ma facile da fare !

(se psu organizzate geograficamente, campione ottenuto è più sparso con risultati migliori)

Metodo di Lahiri (*rejective method*) per PPS

M = n.ro psu, *max* (N_h) = dimensione massima psu

1. selezione numero casuale (n.c.) tra 1 e M (psu da considere)

2. selezione n.c. tra 1 e *max* (N_h):

   - n.c. <= N_h psu h è inclusa nel campione
   - altrimenti si torna al punto 1

3. ripetere fino a ottenere il numero di psu (ampiezza campionaria 1^ stadio) desiderato.

Esempio 15 classi: *max* (studenti) = 100, generazioni di coppie di n.c.:

step 1: n.c. da 1 a 15

step 2: n.c. da 1 a 100

Metodo di Lahiri - esempio

15 classi: *max* (studenti) = 100, generazioni di coppie di n.c.,

1^: 1, …,15 (psu); 2^: 1,…,100 (per decidere se tenere psu)

primo n.c. (psu h)	secondo n.c.	N_h	Decisione
12	6	24	6 < 24; include psu 12 in sample
14	24	100	Include in sample
1	65	44	65 > 44; discard pair of numbers and try again
7	84	20	84 > 20; try again
10	49	34	Try again
14	47	100	Include
15	43	15	Try again
5	24	76	Include
11	87	46	Try again
1	36	44	Include

Confronto selezione non probabilistica vs probabilistica

Online (access) panel
Canale televisivo privato.
Campione di **3000** rispondenti

Canale televisivo.
Campione probabilistico
Random Digit Dialing
di 1200 rispondenti

Table 11.2 Dutch Parliamentary Elections 2003: Outcomes and the Results of Various Opinion Surveys

	Election	Kennisnet	RTL4	SBS6	Nederland 1
Sample size		17.000	10.000	3.000	1.200
Seats in Parliament					
CDA (Christian democrats)	44	29	24	42	42
LPF (populist party)	8	18	12	6	7
VVD (liberals)	28	24	38	28	28
PvdA (social democrats)	42	13	41	45	43
SP (socialists)	9	22	10	11	9
GL (green party)	8	26	9	6	8
D66 (liberal democrats)	6	4	7	5	6
Other parties	5	14	9	7	7
Mean absolute difference		12.5	5.3	1.8	0.8

Sito Web su temi legati all'istruzione (partecipavano 11.000 scuole e altre istituzioni educative ma anche altri)
Circa **17.000** rispondenti

Canale televisivo pubblico
Circa **10.000** rispondenti

Confronto selezione non probabilistica vs probabilistica

Panel online (pesati)

Table 11.3 Dutch Parliamentary Elections 2006: Outcomes and the Results of Various Opinion Surveys

	Election Result	Politieke Barometer	Peil.nl	De Stemming	DPES 2006
Sample size		1000	2500	2000	2600
Seats in Parliament					
CDA (Christian democrats)	41	41	42	41	41
PvdA (social democrats)	33	37	38	31	32
VVD (liberals)	22	23	22	21	22
SP (socialists)	25	23	23	32	26
GL (green party)	7	7	8	5	7
D66 (liberal democrats)	3	3	2	1	3
ChristenUnie (Christian)	6	6	6	8	6
SGP (Christian)	2	2	2	1	2
PvdD (animal party)	2	2	1	2	2
PvdV (conservative)	9	4	5	6	8
Other parties	0	2	1	2	1
Mean absolute difference		1.27	1.45	2.00	0.36

Dutch Parliamentary Election Study - campione probabilistico a 2 stadi (CAPI). Statistics Netherlands

Testo *Survey Methods and Practices*, Statistics Canada

Capitolo 6 'Sample designs'

in particolare

- 6.2.5
- 6.2.7

Capitolo 7 'Estimation'

in particolare

- 7.1.1
- 7.1.3 (e 7.1.4.1)
- 7.2 (no 7.2.3)
- 7.3 (se curiosi 7.3.4)

Capitolo 8 'Sample Size Determination and Allocation'

dare un'occhiata