# MAT02036 - Amostragem 2

### Aula 14 - Amostragem por Conglomerados - Correlação Intraclasse

Markus Stein

Departamento de Estatística, IME/UFRGS

2022/2

### Housekeeping

- Aproveitem o momento presencial para tirar dúvidas
- Se estivéssemos no ensino remoto ou à distância
  - o vocês poderiam estar somente ouvindo, sem interação
  - o u assistindo vídeos e material em outro momento
- Depois das aulas, rever material da aula passada
  - fazer exercícios
  - se preparar para a próxima aula

# Aula passada 📀

### Amostragem por Conglomerados em 1 Estágio Simples

#### Exercício

Um certo país possui M=10 companhias aéreas com  $N_i$  aviões cada. As milhas (*em milhares*) de cada avião  $(y_{ij})$  num determinado período de tempo foram registradas.

Cia (i)	No. aviões $(N_i)$	$T_i$	$\overline{Y}_i$
1	10	40	4
2	15	75	5
3	15	75	5
4	15	60	4
5	10	60	6
6	15	90	6
7	15	75	5
8	10	70	7
9	10	40	4
10	15	90	6

# Aula passada 💿

#### Amostragem por Conglomerados em 1 Estágio Simples

#### Exercício

**a.** Calcule os parâmetros total (T) e média, individual  $(\overline{Y})$  e por conglomerados  $(\overline{Y}_C)$  e a variância entre totaia dos conglomerados  $S_{ec}^2$ .

**b\*.** Calcule o viés dos estimadores **HT** e de **razão** para o total,  $\widehat{T}$  (ou média,  $\overline{y}$ ), são não viesados para os respectivos parâmetros que se destinam a estimar, T e  $\overline{Y}$ . (Obs. mostrar analiticamente ou com os dados do exercício)

**b.** Assumindo o plano **AC1S** com **AASs** de conglomerados, para amostras de tamanho m=4, calcule a variância do estimador natural (HT) do total,  $Var_{AC1S}\left(\widehat{T}^{HT}\right)$ , e a variância do estimador da média,  $Var_{AC1S}\left(\overline{y}^{HT}\right)$ .

- c. Repetir o item (b) para estimador o estimador de razão.
- **d.** Escolha um estimador para o total (ou para a média), selecione uma amostra e estime o parâmetro com base na amostra observada.

• O Efeito do Plano Amostral - EPA é uma medida para comparar a eficiência de duas estratégias,  $E_1$  e  $E_2$ , formadas pelas combinações de plano amostral e estimador, para um mesmo tamanho de amostra.

$$EPA(E_1;\,E_2) = V_{E_1}(\hat{ heta}_{\,1})/V_{E_2}(\hat{ heta}_{\,2})$$

- O termo original em inglês é **Design Effect deff** e foi sugerido por @Kish1965.
- Outra medida que dá uma indicação semelhante ao EPA é o Fator do Plano Amostral - FPA, que vem do inglês Design Factor, definido como:

$$FPA(E_1;\,E_2) = \sqrt{EPA(E_1;\,E_2)} = DP_{E_1}(\hat{ heta}_1)/DP_{E_2}(\hat{ heta}_2)$$

- O *FPA* compara diretamente o *desvio padrão* dos estimadores sob duas estratégias diferentes de amostragem.
  - É mais comum o uso do EPA que do FPA, sendo o FPA mais diretamente relacionado com a margem de erro das estimativas, enquanto o uso do EPA é mais conveniente quando se trata de planejar e dimensionar amostras.

Exemplo - Efeito do plano amostral ao estimar a média populacional por unidade elementar, através do estimador HT com amostragem conglomerada simples em um estágio, em relação ao uso de uma AAS de igual tamanho.

Neste caso, as duas estratégias cuja eficiência se quer comparar são:

- Estratégia 1: Amostragem conglomerada em um estágio simples AC1S, com o estimador natural  $\bar{y}_{AC1S/HT}$ .
- Estratégia 2: Amostragem aleatória simples AAS de mesmo tamanho total (n), com o estimador usual de média  $\overline{y} = \frac{1}{n} \sum_{i \in s} y_i$ .

O efeito do plano amostral (neste caso, conglomeração) ao estimar a média populacional por unidade elementar é:

$$EPA(AC1S/HT;\ AAS) = rac{V_{AC1S}(\overline{y}_{AC1S/HT})}{V_{AAS}(\overline{y})}$$

O EPA mede o quanto a variância do estimador é maior (ou menor) por usar, neste caso, AC1S em lugar de AAS.

- $EPA < 1 \Rightarrow ganho de precisão$ , devido ao uso de amostragem conglomerada.
- $EPA = 1 \Rightarrow mesma\ precisão$ , não há diferença de precisão, pode-se optar pelo plano operacionalmente mais vantajoso.
- $EPA > 1 \Rightarrow perda \ de \ precisão$ , devido ao uso de amostragem conglomerada.

Um valor de EPA = 5, por exemplo, indicaria que a variância sob amostragem conglomerada seria cinco vezes maior que a variância de uma AAS de igual tamanho total.

Exemplo 2 - Efeito do plano amostral ao estimar a média populacional por unidade elementar, através do estimador tipo razão com AC1S em relação ao uso da AAS.

- Estratégia 1: Amostragem conglomerada em um estágio simples AC1S, com estimador tipo razão  $\overline{y}_{AC1S}^R = \frac{1}{n} \sum_{i \in a} Y_i$  para a média.
- Estratégia 2: Amostragem aleatória simples AAS de mesmo tamanho total (n), com o estimador usual de média  $\overline{y} = \frac{1}{n} \sum_{i \in s} y_i$ .

O efeito do plano amostral (neste caso, conglomeração) ao estimar a média populacional por unidade elementar é:

$$EPA(AC1S^R;\,AAS) = rac{V_{AC1S}(\overline{y}_{AC1S}^R)}{V_{AAS}(\overline{y})}$$

**Nota:** Os estimadores pontuais são idênticos; somente os planos amostrais (e as variâncias) são diferentes.

# Efeito do plano e Correlação Intraclasse

Vimos que a eficiência na **AC1S** depende do grau de similaridade dos seus elementos.

- Uma medida para indicar esse grau de similaridade é o coeficiente de correlação intraclasse (**CCI**), intraclass correlation coeficient ou intracluster correlation coeficient (**ICC**).
- Considere a população dividida em *M* conglomerados:
  - o Dentro do *i*-ésimo conglomerado existem  $N_i(N_i-1)$  pares de valores distintos da variável Y.

Elemento	(i,1)	(i,1)		(i,j)		$(i,N_i)$
(i,1)	-	$\left(Y_{i1},Y_{i2}\right)$	• • •	$(Y_{i1},Y_{ij})$	• • •	$\left(Y_{i1},Y_{iN_i}\right)$
(i,2)	$\left(Y_{i2},Y_{i1}\right)$	-		$(Y_{i2},Y_{ij})$		$\left(Y_{i2},Y_{iN_i}\right)$
<b>:</b>	:	· ·	:	· ·	:	:
(i,j)	$(Y_{ij},Y_{i1})$	$(Y_{ij},Y_{i2})$		-		$\left(Y_{ij},Y_{iN_i}\right)$
:	•	•	•	•	:	:
$(i,N_i)$	$(Y_{iN},Y_{i1})$	$(Y_{iN},Y_{i2})$		$(Y_{iN_i}, Y_{ij})$		-

• O **CCI** é coeficiente de correlação de Pearson para todos os  $\sum_{i \in C} N_i(N_i-1)$  pares do tipo  $(Y_1',Y_2')$ ,

$$ho = rac{Cov(Y_1',Y_2')}{\sqrt{Var(Y_1')Var(Y_2')}}$$

- $\circ Y_1'$  significa possíveis valores da primeira posição do par
- $\circ Y_2'$  significa possíveis valores da segunda posição do par.

#### Exemplo: (cont. Exemplo slides Aula 12)

Considere a população de tamanho N=6 agrupada em M=3 conglomerados, de três maneiras diferentes:

$$\boldsymbol{Y}_{\!A}=((7,8);(9,10);(12,14))$$

$$Y_B = ((7,10); (12,8); (9,14))$$

$$\mathbf{Y}_{C} = ((7,14);(12,8);(9,10))$$

### **Tamanhos** dos conglomerados *iguais*

• Se  $N_i = \overline{N}, \ \forall i = 1, \dots, M$ , sob **AASc** dentro dos conglomerados,

$$Cov(Y_1',Y_2') = rac{\sum_{i \in C} \sum_{j \in C_i} \sum_{k 
eq j \in C_i} \left(y_{ij} - \overline{Y}
ight) \left(y_{ik} - \overline{Y}
ight)}{M \overline{N}(\overline{N} - 1)}$$

e

$$Var(Y_1') = Var(Y_2') = Var_y,$$

então

$$ho = rac{Var_{ec} - rac{Var_{dc}}{\overline{N} - 1}}{Var_y}$$

Mostrar???

### **Tamanhos** dos conglomerados *iguais*

• Sob **AASs** dentro dos conglomerados,  $ho_{int}$  é dado por (@Cochran1977, página 242):

$$ho_{int} = rac{2\sum_{j \in C_i} \sum_{k 
eq j \in C_i} \left(y_{ij} - \overline{Y}
ight) \left(y_{ik} - \overline{Y}
ight)}{\left(\overline{N} - 1
ight) \left(M\overline{N} - 1
ight) S_y^2} = rac{(M-1)\overline{N}S_{ec}^2 - (M\overline{N} - 1)S^2}{(M\overline{N} - 1)(\overline{N} - 1)S^2}$$

em que  $S_{ec}^2=rac{1}{M-1}\sum_{i\in C}\left(T_i-\overline{Y}_C
ight)^2$  é a variância entre os **totais** dos conglomerados.

$$ullet$$
 Se o termo  $1/M$  é negligenciável  $ho_{int} \doteq rac{S_{ec}^2 - S_y^2}{(\overline{N} - 1)S_y^2}.$ 

#### **Tamanhos** dos conglomerados *iguais*

Quais o Valores mínimos e máximos de  $\rho_{int}$ ? (mostrar?)

(ver Hansen, Hurvitz and Madow(1953), "measure of homogeneity of the cluster")

1. se 
$$S_i^2=0, \forall i$$
, então  $S_{dc}^2=0$  e  $S^2=(M-1)S_{ec}^2/(M\overline{N}-1)$  assim  $ho=1$  (mostrar  $\ref{n}$ ).

2. se 
$$S_{dc}^2=S^2$$
, então  $S_{ec}^2=0$  assim  $ho=-rac{1}{\overline{N}-1}$  (mostrar  $\ref{n}$ ).

#### **Tamanhos** dos conglomerados *iguais*

• Sob **AASs** de conglomerados, lembrando, variância **total** é dada por:

$$S_y^2 = rac{1}{N-1} \sum_{i \in C} \sum_{j \in C_i} \left(y_{ij} - \overline{Y}
ight)^2.$$

• Vimos que a variância **total** também pode ser expressa em função das variâncias *entre* conglomerados,  $S_{ec}^2$ , e *dentro* dos conglomerados,  $S_{dc}^2$ , através da expressão:

$$S_y^2 = rac{(\overline{N}-1)MS_{dc}^2 + \overline{N}(M-1)\overline{S}_{ec}^2}{M\overline{N}-1}$$

onde, 
$$\overline{S}_{ec}^2 = rac{S_{ec}^2}{\overline{N}}$$
 .

#### **Tamanhos** dos conglomerados *iguais*

• Sob *AASs* de conglomerados

$$EPA(AC1S^R;\ AAS) \doteq 1 + (\overline{N}-1)
ho$$

A expressão para o  $EPA(AC1S^R; AAS)$  resulta do uso das expressões de acordo com @Cochran1977, página 241:

$$egin{align} Var_{AC1S}(\overline{y}_{AC1S}^R) &\doteq \left(rac{1}{m\overline{N}} - rac{1}{M\overline{N}}
ight)S_y^2[1+(\overline{N}-1)
ho] \ Var_{AAS}(\overline{y}) &= \left(rac{1}{m\overline{N}} - rac{1}{M\overline{N}}
ight)S_y^2 \end{aligned}$$

Algumas considerações relacionadas com a variação do EPA para AC1S:

- **1.** Se os conglomerados tiverem variância dentro grande, isto é, se  $S_{dc}^2 \doteq S_y^2$ , então  $\rho \doteq 0$  e portanto,  $EPA(AC1S^R; AAS) \doteq 1 + (\overline{N} 1) \times 0 = 1$ .
  - Nesse caso, não ocorreria perda de precisão devido ao uso de amostragem conglomerada.
  - Em muitas aplicações práticas,  $\rho > 0$ , porque os conglomerados tendem a ser mais homogêneos internamente do que a população em geral. + Consequência:  $EPA(AC1S^R; AAS) > 1$  na maioria das vezes.
- **2.** Raramente  $\rho < 0$ , caso em que **AC1S** seria mais eficiente que **AAS**.
- **3.** Num caso extremo, ho=1 e portanto  $EPA(AC1S^R;\ AAS)=\overline{N}$  e  $Var_{AC1S}(\overline{y}_{AC1S}^R)=EPA(AC1S^R;\ AAS)\ Var_{AAS}(\overline{y})\doteq\overline{N}\,\frac{S_y^2}{m\overline{N}}=\frac{S_y^2}{m}$ 
  - Nesse caso, a precisão da amostra conglomerada de tamanho total igual a  $m\overline{N}$  é equivalente apenas àquela obtida com uma amostra aleatória simples de tamanho m!!!

### Estimação

 Numa amostra retirada com reposição, o coeficiente de correlação intraclasse pode ser estimado por:

$$r=rac{s_{ec}^2-rac{s_{dc}^2}{\overline{N}}}{s_{ec}^2+s_{dc}^2}$$

em que

$$s_{ec}^2 = rac{1}{m-1} \sum_{i \in a} \left( \overline{Y}_i - \overline{y}^{HT} 
ight)^2 \quad ext{e} \quad s_{dc}^2 = rac{1}{m} \sum_{i \in a} rac{N_i}{\overline{N}} Var_i$$

#### Exemplo - continuação: Considerando a divisão A:

Para conglomerados de tamanhos diferentes.

#### Exemplo - Bolfarine e Bussab, apostila pg. 35

Considere a população de tamanho N=6 agrupada em M=3 conglomerados da seguinte forma: Y=((12);(7,9,14);(8,10))

- a) Veja neste exemplo que  $\frac{\gamma^2}{\sigma^2}$ .
- b) Calcule o CCI pela definição e pelo método proposto do Bolfarine e Bussab.

# Para casa 🏠

- Fazer a lista 2 de exercícios.
- Ler o capítulo 2 da apostila da Profa. Vanessa.
- Rever os slides.

### Próxima aula [11]



• Acompanhar o material no moodle.

Amostragem por Conglomerados

• Tamanho de amostra e Intervalos de confiança

## Muito obrigado!



Fonte: imagem do livro Combined Survey Sampling Inference: Weighing of Basu's Elephants.

### Referências

- Amostragem: Teoria e Prática Usando o R
- Elementos de Amostragem, Bolfarine e Bussab.
- Cochran(1977)

# Resumo da notação