### MAT02025 - Amostragem 1

AAS: propriedades dos estimadores

Rodrigo Citton P. dos Reis citton.padilha@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul Instituto de Matemática e Estatística Departamento de Estatística

Porto Alegre, 2023



#### Relembrando

#### Amostragem aleatória simples

A amostragem aleatória simples<sup>1</sup> (AAS) é um processo para selecionar n unidades de N de modo que cada uma das  ${}_{N}C_{n}$  amostras distintas tenha uma chance igual de ser extraída.

- As letras maiúsculas referem-se às características da população e as minúsculas às da amostra.
  - Para totais e médias, temos as seguintes definições.

#### Na população

#### **Total**

$$Y_T = \sum_{i=1}^N Y_i = Y_1 + Y_2 + \ldots + Y_N.$$

Média

$$\overline{Y} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Y_i}{N} = \frac{Y_1 + Y_2 + \ldots + Y_N}{N}.$$

#### Na amostra

#### **Total**

$$y_T = \sum_{i=1}^n Y_i = Y_1 + Y_2 + \ldots + Y_n.$$

Média

$$\overline{y} = \frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{n} = \frac{Y_1 + Y_2 + \ldots + Y_n}{n}.$$

- O símbolo "^" denota uma estimativa de uma característica da população feita a partir de uma amostra.
- ▶ De acordo com a relação acima, temos:

	Estimador
Média da população $\overline{\overline{Y}}$	$\hat{\overline{Y}} = \overline{y} = \sum_{i=1}^{n} Y_i / n$
Total da população $Y_T$	$\hat{Y}_T = N\overline{y} = N\sum_{i=1}^n Y_i/n$
Índice da população <i>R</i>	$\hat{R} = \sum_{i=1}^{n} Y_i / \sum_{i=1}^{n} X_i$

 $<sup>^1\</sup>mathrm{Tamb\'{e}m}$  conhecida como amostragem casual simples ou amostragem acidental irrestrita

- Como vimos, um método de estimativa é imparcial (não viciado, não enviesado, não tendencioso) se o valor médio da estimativa, tomado em todas as amostras possíveis de dado tamanho n, for exatamente igual ao valor verdadeiro da população.
- Se o método for irrestritamente imparcial, este resultado deve ser válido para qualquer população finita de valores, Y<sub>i</sub>, e para qualquer que seja n.

- Para investigar se  $\overline{y}$  é imparcial com a amostragem aleatória simples, calculamos o valor de  $\overline{y}$  para todas as amostras  ${}_{N}C_{n}$  e encontramos a média das estimativas.
- O símbolo E denota essa média sobre todas as amostras possíveis.

### Propriedades dos estimadores

#### Teorema 9.1

A média amostral  $\overline{y}$  é uma estimativa sem tendência para  $\overline{Y}$ .

Demonstração. Por definição,

$$E(\bar{y}) = \sum_{i=1}^{NC_n} [\bar{y}_i \times \pi_i]$$

$$= \sum_{i=1}^{NC_n} \left[ \bar{y}_i \times \frac{1}{NC_n} \right] (\pi_i = 1/NC_n)$$

$$= \frac{1}{N!/[n!(N-n)!]} \sum_{i=1}^{NC_n} \left[ \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Y_j(i) \right]$$

$$= \frac{1}{n[N!/n!(N-n)!]} \sum_{i=1}^{NC_n} [Y_1(i) + Y_2(i) + \dots + Y_n(i)]. \tag{1}$$

- Para avaliar essa soma, encontramos em quantas amostras qualquer valor específico Y<sub>i</sub> aparece.
- ▶ Uma vez que existem (N-1) outras unidades disponíveis para o resto da amostra e (n-1) outros locais para preencher a amostra, o número de amostras contendo  $Y_j$  é

$$_{N-1}C_{n-1}=\frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!}.$$

► Portanto.

$$\sum_{i=1}^{N \subset n} [Y_1(i) + Y_2(i) + \dots + Y_n(i)] = {}_{N-1}C_{n-1} \times Y_1 + {}_{N-1}C_{n-1} \times Y_2 + \dots {}_{N-1}C_{n-1} \times Y_N$$

$$= {}_{N-1}C_{n-1} \times (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_N)$$

$$= {}_{N-1}C_{n-1} \times \sum_{j=1}^{N} Y_j$$

$$= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \times \sum_{i=1}^{N} Y_j.$$
(2)

► Combinando (2) com (1), temos

$$E(\overline{y}) = \frac{n!(N-n)!}{nN!} \times \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \times \sum_{j=1}^{N} Y_j$$

$$= \frac{n(n-1)!(N-n)!}{nN(N-1)!} \times \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \times \sum_{j=1}^{N} Y_j$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} Y_j = \overline{Y}.$$
(3)

#### Corolário 9.1

 $\hat{Y}_T = N\overline{y}$  é um estimador imparcial do valor total populacional  $Y_T$ .

Exercício (5 minutos): utilize o Teorema 9.1 apresentado na aula para demonstrar o Corolário.

Um outro método de demonstração

- Cornfield (1944)<sup>2</sup> sugeriu um método para verificar os principais resultados das amostras aleatórias simples, sem reposição, que nos permite utilizar os resultados padronizados da teoria das populações infinitas.
- Seja ai uma variável aleatória, e que assume o valor 1 se a i-ésima unidade for selecionada para a amostra, e assume valor 0 em caso contrário<sup>3</sup>. Ou seja,

$$a_i = \left\{ egin{array}{ll} 1, & ext{se} & Y_i & ext{selecionado para a amostra;} \\ 0, & ext{caso contrário.} \end{array} 
ight.$$

 $<sup>^2</sup>$ Cornfield, J. (1944). *On Samples from Finite Populations*. Journal of the American Statistical Association, 39(226), 236.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup>Alguns autores utilizam a notação  $Y_i = a_i Y_i^{obs} + (1 - a_i) Y_i^{aus}$ , em que *obs* e *aus* represetam **observado** e **ausente**, respectivamente.

#### **Exemplo**

Considere mais uma vez a população de tamanho N=6, e  $Y_1=2,\ Y_2=4,\ Y_3=6,\ Y_4=8,\ Y_5=10,\ Y_6=12$ , e uma amostra aleatória simples, sem reposição, de tamanho n=2. Então,

			Indicadores de seleção					
Sorteio	Probabilidade	Amostra	<i>a</i> <sub>1</sub>	<b>a</b> <sub>2</sub>	<i>a</i> <sub>3</sub>	<i>a</i> <sub>4</sub>	<i>a</i> <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>
1	1/15	(2,4)	1	1	0	0	0	0
2	1/15	(2,6)	1	0	1	0	0	0
:	:	:	:	:	:	:	:	:
15	1/15	(10, 12)	0	0	0	0	1	1

▶ Note que a média amostral pode ser reexpressa como

$$\overline{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} a_i Y_i, \tag{4}$$

em que o somatório abrange todas as N unidades da população.

Ou seja, a soma em (4) possui *n* termos não nulos na soma (excluindo-se o fato que algum *Y<sub>i</sub>* pode ser igual a zero).

- Nessa expressão, os *a<sub>i</sub>* são variáveis aleatórias, e os *Y<sub>i</sub>* constituem um conjuntos de números fixos.
- ► Note que

$$\begin{aligned} \Pr(a_i = 1) &= \frac{\text{\# amostras que incluem o } i\text{-}\text{\'esimo elemento}}{\text{\# amostras que podem ser sorteadas}} \\ &= \frac{N-1}{N} \frac{C_{N-1}}{N} \\ &= \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \times \frac{n!(N-n)!}{N!} = \frac{n}{N}. \end{aligned}$$

▶ E consequentemente,  $Pr(a_i = 0) = 1 - \frac{n}{N}$ .

Dessa forma,  $a_i$  se distribui como uma variável binomial, em uma única tentativa<sup>4</sup>, com P = n/N. Portanto,

$$\mathsf{E}\left(a_{i}\right)=P=rac{n}{N},\quad\mathsf{Var}\left(a_{i}\right)=rac{n}{N}\left(1-rac{n}{N}\right).$$

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup>Ou seja, uma variável com distribuição Bernoulli.

Assim.

$$\mathsf{E}\left(\overline{y}\right) = \mathsf{E}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N} a_{i}Y_{i}\right] = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}\mathsf{E}\left[a_{i}\right]Y_{i} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}PY_{i} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{n}{N}\right)Y_{i} = \overline{Y}.$$

#### Para casa

- Refaça as demonstrações da aula de hoje.
- Leia o artigo "On Samples from Finite Populations"<sup>5</sup>, disponível no Moodle.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup>Cornfield, J. (1944). On Samples from Finite Populations. Journal of the American Statistical Association, 39(226), 236.

#### Próxima aula

Variâncias dos estimadores.

# Por hoje é só!

#### Bons estudos!

