MAT02025 - Amostragem 1

AAS: estimativa do erro padrão e intervalos de confiança

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





Estimativa do erro padrão de uma amostra

Estimativa do erro padrão de uma amostra

As fórmulas que nos dão os **erros padrões** das estimativas da **média** $(\overline{y} = (1/n) \sum_{i=1}^{n} Y_i)$ e **total** $(\hat{Y}_T = N\overline{y})$ populacionais são usadas principalmente para três finalidades:

- comparar a precisão obtida por amostragem aleatória simples com a precisão dada por outros métodos de amostragem;
- para estimar o tamanho da amostra necessária em um levantamento que está sendo planejado;
- para estimar a precisão realmente alcançada em um levantamento que foi concluído.

- As expressões desenvolvidas na última aula envolvem S², a variância da população.
- Na prática, isso não será conhecido, mas pode ser estimado a partir dos dados da amostra.
 - Se vamos estimar S^2 , não deveríamos fazer a mesma avaliação que fizemos para \overline{y} e \hat{Y}_T ? (Sim ou sim?)

¹Ou seja, avaliar a imparcialidade deste estimador.

Teorema 11.1

Em uma amostra aleatória simples,

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

é uma estimativa (estimador) não enviesada de

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

Demonstração. Podemos escrever:

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} \left[\left(Y_{i} - \overline{Y} \right) - \left(\overline{y} - \overline{Y} \right) \right]^{2}$$
$$= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^{n} \left(Y_{i} - \overline{Y} \right)^{2} - n(\overline{y} - \overline{Y})^{2} \right].$$

Agora, calculamos a média de todas as amostras aleatórias simples de tamanho n:

$$E(s^{2}) = E\left\{\frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^{n}(Y_{i}-\overline{Y})^{2} - n(\overline{y}-\overline{Y})^{2}\right]\right\}$$

$$= \frac{1}{n-1}\left\{E\left[\sum_{i=1}^{n}(Y_{i}-\overline{Y})^{2}\right] - nE\left[(\overline{y}-\overline{Y})^{2}\right]\right\}$$

$$= \frac{1}{n-1}\left[\frac{n}{N}\sum_{i=1}^{N}(Y_{i}-\overline{Y})^{2} - nVar(\overline{y})\right]$$

$$= \frac{1}{n-1}\left[\frac{n(N-1)}{N}S^{2} - n\frac{S^{2}}{n}\frac{(N-n)}{N}\right]$$

$$= \frac{S^{2}}{(n-1)N}[n(N-1) - (N-n)] = S^{2}.$$

Corolário 11.1

As estimativas (estimadores) imparciais das variâncias de \overline{v} e $\hat{Y}_T = N\overline{v}$ são:

$$\widehat{\operatorname{Var}}(\overline{y}) = s_{\overline{y}}^2 = \frac{s^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) = \frac{s^2}{n} (1-f),$$

$$\widehat{\operatorname{Var}}(\widehat{Y}_T) = s_{\widehat{Y}_T}^2 = \frac{N^2 s^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) = \frac{N^2 s^2}{n} (1-f).$$

Para os erros padrões, teremos

$$s_{\overline{y}} = \frac{s}{\sqrt{n}} \sqrt{1 - f}, \quad s_{\hat{Y}_T} = \frac{Ns}{\sqrt{n}} \sqrt{1 - f}$$

 Essas estimativas apresentam um pequeno viés, mas, para a maioria das aplicações, o viés é desprezível.

Observação

- \blacktriangleright É preciso observar os símbolos empregados para a variância real e estimada dos estimadores. Assim, para \overline{y} , podemos escrever:
 - Variância real: $Var(\overline{y}) = \sigma_{\overline{y}}^2$
 - Variância estimada: $\widehat{\text{Var}}(\overline{y}) = s_{\overline{y}}^2$

Intervalos de confiança

- ightharpoonup É geralmente assumido que as estimativas \overline{y} e \hat{Y}_T são normalmente distribuídas em torno dos correspondentes valores populacionais.
- As razões para esta suposição e suas limitações são consideradas em aulas futuras.

Se a suposição for válida, os limites de confiança inferior e superior para a média e o total da população são os seguintes:

Para o valor médio

$$\widehat{\overline{Y}}_I = \overline{y} - \frac{zs}{\sqrt{n}}\sqrt{1-f}, \quad \widehat{\overline{Y}}_S = \overline{y} + \frac{zs}{\sqrt{n}}\sqrt{1-f};$$

Para o valor total

$$\hat{Y}_{T_I} = N\overline{y} - \frac{zNs}{\sqrt{n}}\sqrt{1-f}, \quad \hat{Y}_{T_S} = N\overline{y} + \frac{zNs}{\sqrt{n}}\sqrt{1-f};$$

O símbolo z é o valor do desvio normal, correspondente à desejada probabilidade de confiança. Seus valores mais comuns são:

Probabilidade de confiança (%)	50	80	90	95	99
Valor de z	0,67	1,28	1,64	1,96	2,58

Observação

- Se o tamanho da amostra é inferior a 60, os valores percentuais podem ser obtidos da **tabela** t **de Student** com (n-1) **graus de liberdade**, sendo estes os graus de liberdade na variância estimada, s^2 .
 - A distribuição t só se verifica, exatamente, quando as observações Y_i são elas próprias normalmente distribuídas e N é infinito.
 - Os desvios moderados da normalidade não a afetam grandemente.
- Para pequenas amostras, com distribuições muito assimétricas, são necessários processos especiais.

Exemplo



- As assinaturas de uma petição foram coletadas em 676 folhas.
- Cada folha tinha espaço suficiente para 42 assinaturas, mas em muitas folhas um número menor de assinaturas foi coletado.
- O número de assinaturas por folha foi contado em uma amostra aleatória de 50 folhas (cerca de 7% da amostra), com os resultados apresentados na tabela a seguir.

Y_i	ni	Y_i	ni
42	23	14	1
41	4	11	1
36	1	10	1
32	1	9	1
29	1	7	1
27	2	6	3
23	1	5	2
19	1	4	1
16	2	3	1
15	2	-	-

- O objetivo do levantamento amostral é estimar o número total de assinaturas para a petição e os limites de confiança de 80%.
- A unidade de amostragem é a folha e as observações Y_i são os números de assinaturas por folha.
- Observe que a distribuição original parece estar longe da normal, a maior frequência estando na extremidade superior.
- No entanto, há razões para acreditar, por experiência, que as médias das amostras de 50 unidades são aproximadamente normalmente distribuídas.

Assim, temos

$$n = \sum n_i = 50$$
, $\sum n_i Y_i = 1471$, $\sum n_i Y_i^2 = 54497$.

Portanto, o total estimado do número de assinaturas é

$$\hat{Y}_T = N\overline{y} = \frac{(676)(1471)}{50} = 19887, 92 \approx 19888.$$

Para a variância da amostra, s^2 , temos

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \left[\sum n_{i} (Y_{i} - \overline{y})^{2} \right] = \frac{1}{n-1} \left[\sum n_{i} Y_{i}^{2} - \frac{(\sum n_{i} Y_{i})^{2}}{\sum n_{i}} \right]$$
$$= \frac{1}{49} \left[54497 - \frac{(1471)^{2}}{50} \right] = 228,9833 \approx 229.$$

Os limites de confiança de 80% são

$$19888 \pm \frac{zNs}{\sqrt{n}}\sqrt{1-f} = 19888 \pm \frac{(1,28)(676)(15,13)}{\sqrt{50}}\sqrt{1-0,0740}.$$

Isso fornece 18107 e 21669 para os limites de confiança de 80%².

 Uma contagem completa mostrou, neste caso, que havia 21045 assinaturas

 $^{^2}$ Uma estimativa mais precisa (sem considerar arrendondamentos ao longo dos cálculos) é dada por 18104 e 21672.

Para casa

- ► Refaça as demonstrações da aula de hoje.
- Utilize o Teorema 11.1 apresentado na aula para demonstrar o Corolário 11.1.
- Com os dados do exemplo da aula:
 - construa um intervalo de 95% de confiança para o número total de assinaturas do requerimento;
 - construa um intervalo de 90% de confiança para o número médio de assinaturas por folha do requerimento;
 - interprete os seus resultados.

Próxima aula

▶ O pacote survey.

Por hoje é só!

Bons estudos!

