# MAT02025 - Amostragem 1

AAS: intervalos de confiança para uma proporção

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, 2022



▶ Da expressão para a variância estimada de P, uma forma da aproximação normal para os limites de confiança de P é

$$p \pm \left[ z\sqrt{1-f}\sqrt{pq/(n-1)} + \frac{1}{2n} \right],$$

em que f = n/N, z é o desvio normal correspondente à probabilidade de confiança.

- ightharpoonup O uso do termo mais familiar  $\sqrt{pq/n}$  não apresenta uma diferença notável.
- ightharpoonup O último termo à direita (1/2n) é uma correção de continuidade.
  - lsso produz apenas uma ligeira melhora na aproximação.
  - No entanto, sem a correção, a aproximação normal geralmente fornece um intervalo de confiança muito estreito.
- Para pensar: intervalos com menor amplitude representam menor incerteza com respeito a estimativa do parâmetro de interesse. Por outro lado, espera-se que  $100 \times (1-\alpha)\%$  dos intervalos de confiança de  $100 \times (1-\alpha)\%$  contenham o verdadeiro parâmetro. Intervalos "encolhidos" podem não garantir que a taxa de cobertura dos ICs seja próxima à respectiva taxa nominal.

- ▶ O erro na aproximação normal depende de todas as quantidades n, p, N e  $\alpha$  (1  $-\alpha$  é coeficiente de confiança do intervalo).
- A quantidade à qual o erro é mais sensível é *np*, ou mais especificamente, o número observado na menor classe.
- A tabela a seguir fornece regras de trabalho para decidir quando a aproximação normal pode ser usada.

р	np = número observado na menor classe	n = tamanho da amostra
0,5	15	30
0,4	20	50
0,3	24	80
0,2	40	200
0,1	60	600
0,05	70	1400
≈ 0	80	$\infty$

- As regras apresentadas na tabela acima são construídas de modo que, com limites de confiança de 95%, a frequência real com a qual os limites falham em incluir *P* não seja maior que 5.5%.
  - Ou seja, a taxa de cobertura dos ICs de 95% com base na aproximação normal (dadas as condições da tabela) não deve ser inferior a 94,5%.
- Além disso, a probabilidade de que o limite superior esteja abaixo de P está entre 2,5 e 3,5%, e a probabilidade de que o limite inferior exceda P está entre 2,5 e 1,5%.

#### IC para A

- Para obter os limites de confiança para o parâmetro A, número de unidades que pertencem a classe C na população, multiplicamos por N os limites inferior e superior do intervalo de confiança para P.
  - $\widehat{A}_I = N\widehat{P}_I \text{ e } \widehat{A}_S = N\widehat{P}_S.$

└─IC exato para /

# IC exato para A

- Os limites de confiança também podem ser obtidos com base na distribuição hipergeométrica.
  - Lembrando: esta é a distirbuição exata do número de unidades na amostra que pertencem a classe *C*, *a*.
- O método exato de obtenção do intervalo de confiança para A é conceitualmente simples, mas computacionalmente complexo.

- ▶ Seja  $a = \sum_{i=1}^{n} Y_i$  o número de unidades pertencentes a classe C na amostra.
- Para um intervalo de confiança de  $100 \times (1-\alpha)\%$  desejado para o número A, um limite superior  $\widehat{A}_S$  é determinado como o número de unidades na população que pertencem a classe C que fornece probabilidade  $\alpha_1$  de obter a ou menos unidades que pertencem a classe C na amostra, em que  $\alpha_1$  é aproximadamente igual a metade do  $\alpha$  desejado.

ightharpoonup Ou seja,  $\widehat{A}_S$  satisfaz

$$Pr(X \le a) = \sum_{j=0}^{a} Pr(j, n-j|\widehat{A}_{S}, N-\widehat{A}_{S})$$
$$= \sum_{j=0}^{a} {\widehat{A}_{S} \choose j} {\binom{N-\widehat{A}_{S}}{n-j}} / {\binom{N}{n}} = \alpha_{1}.$$

- ▶ O limite inferior  $\widehat{A}_I$  é o número de unidades na população que pertencem a classe C que fornece probabilidade  $\alpha_2$  de se obter a ou mais unidades que pertencem a classe C na amostra, em que  $\alpha_2$  é aproximadamente igual a metade do  $\alpha$  desejado.
- ightharpoonup Ou seja,  $\widehat{A}_{l}$  satisfaz

$$Pr(X \ge a) = \sum_{j=a}^{n} Pr(j, n-j|\widehat{A}_{I}, N-\widehat{A}_{I})$$
$$= \sum_{j=a}^{n} {\widehat{A}_{I} \choose j} {\binom{N-\widehat{A}_{I}}{n-j}} / {\binom{N}{n}} = \alpha_{2}.$$

▶ Os limites de confiança para P são então determinados, dividindo-se os limites achados para A por N, ou seja:  $\widehat{P}_I = \widehat{A}_I/N$  e  $\widehat{P}_S = \widehat{A}_S/N$ .

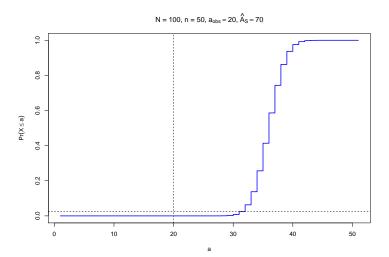
Procuramos os limites de confiança ótimos  $(\widehat{A}_I, \widehat{A}_S)$  que atendem aos requisitos definidos nas equações acima.

- Dada a população total conhecida N, o tamanho da amostra n e o número de unidades que pertencem a classe C na amostra a, podemos definir alguns limites de viabilidade para A:
  - Naturalmente, o menor valor que A pode assumir é o número observado (na amostra) de unidades que pertencem a classe C, Amín = a.
  - O maior valor possível de A é igual ao número total N menos as observações na amostra que pertencem a classe C', ou seja, A<sub>max</sub> = N - (n - a).

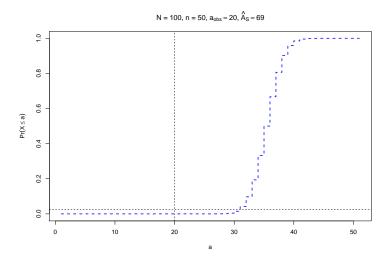
#### **Limite superior** $\widehat{A}_S$ :

- Comece com o maior valor possível para A, ou seja,  $A_{max} = N (n a)$ ;
- ▶ Então, diminua incrementalmente enquanto o  $\Pr(X \le a) < \alpha/2$ , de modo que encontremos o maior valor possível que ainda satisfaz a equação.

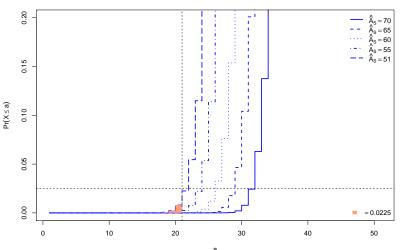
► Suponha  $\alpha = 0,05$ .  $\Pr(X \le a | \widehat{A}_S = 70) < 0,025$ .



► Supondo  $\alpha = 0,05$ .  $\Pr(X \le a | \widehat{A}_S = 69) < 0,025$ .



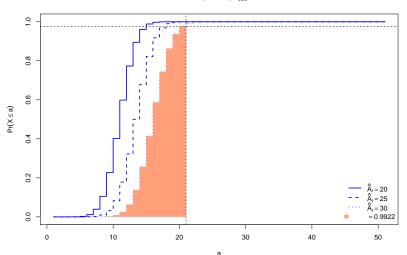
 $N = 100, n = 50, a_{obs} = 20$ 



#### Limite inferior $\widehat{A}_l$ :

- Comece com o menor valor possível para A, ou seja,  $A_{min} = a$ ;
- ► Reescrever  $\Pr(X \le a) = 1 \Pr(X \le a) = \alpha/2 \Leftrightarrow \Pr(X \le a) = 1 \alpha/2;$
- ► Então, aumente incrementalmente enquanto  $\Pr(X \le a) \ge 1 \alpha/2$ , de modo que encontremos o menor valor possível que ainda preenche a equação.

 $N = 100, n = 50, a_{obs} = 20$ 



# Exemplo

- Em um levantamento por amostragem, utilizando amostragem aleatória simples sem reposição, de tamanho n=100, de uma população de tamanho N=500, foi observado que a=37 indivíduos são favoráveis a adoção de uma certa política pública (por exemplo, a adoção da semana de 4 dias de trabalho).
  - Os demais são contrários ou não sabem opinar.
- Os limites de confiança de 95% para a proporção e para o número total de unidades que pertencem a classe C (favoráveis a adoção da política pública) na população podem ser obtidos utilizando a aproximação normal e a distribuição hipergeométrica.

#### IC para P utilizando aproximação normal

▶ O erro padrão estimado de p é

$$\sqrt{1-f}\sqrt{pq/(n-1)} = \sqrt{0.8}\sqrt{(0.37)(0.63)/99} = 0.0434.$$

► A correção de continuidade, 1/2n, é igual a 0,005. Portanto, os limites de 95% para P podem ser estimados como

$$IC(P; 95\%) = 0,37 \pm (1,96 \times 0,0434 + 0,005)$$
  
= 0,37 \pm 0,090 = (0,280; 0,460).

#### IC para A utilizando aproximação normal

Para achar os limites para o número total A de unidades da população que pertencem à categoria C, multiplicamos os valores acima por N:

$$IC(A; 95\%) = (500 \times 0, 280; 500 \times 0, 460)$$
  
= (140; 230)

#### IC para A e P extato

- Como visto anteriormente, o intervalo de confiança exato é baseado na distribuição hipergeométrica (distribuição exata de a) e requer a avaliação da distribuição acumalada.
- O pacote samplingbook do R possui uma função (Sprop) que facilita o trabalho do profissonal de estatística.

```
# install.packages("samplingbook")
library(samplingbook)
# ?Sprop
Sprop(m = 37, # m = a)
     n = 100, N = 500, level = 0.95
##
## Sprop object: Sample proportion estimate
## With finite population correction: N = 500
##
## Proportion estimate: 0.37
## Standard error: 0.0434
##
## 95% approximate confidence interval:
   proportion: [0.2849,0.4551]
   number in population: [143,227]
##
## 95% exact hypergeometric confidence interval:
## proportion: [0.284,0.464]
## number in population: [142,232]
```

Considerações finais

# Considerações finais

# Considerações finais

#### Sobre a aproximação normal

- Na maioria dos cenários, a construção do intervalo de confiança utilizando a aproximação normal resulta em propriedades satisfatórias.
- No entanto, se p estiver próximo de 0 ou 1, é recomendado usar o intervalo de confiança exato com base na distribuição hipergeométrica¹.
- ▶ O intervalo aproximado tem uma **probabilidade de cobertura** tão baixa quanto n/N para qualquer  $\alpha$ . Portanto, não há garantia de que o intervalo capture o verdadeiro A com o nível de confiança desejado se a amostra for muito menor do que a população².
- ► Ainda, com *p* e *n* pequenos, o IC aproximado pode produzir **limites inferiores** menores que 0.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Kauermann, Goeran, and Helmut Kuechenhoff. 2010. *Stichproben: Methoden Und Praktische Umsetzung Mit R.* Springer-Verlag.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Wang, Weizhen. 2015. Exact Optimal Confidence Intervals for Hypergeometric Parameters. *Journal of the American Statistical Association* 110 (512): 1491–9.

### Considerações finais

```
Sprop(m = 2, n = 30, # n e p pequenos
     N = 500. level = 0.95)
##
## Sprop object: Sample proportion estimate
## With finite population correction: N = 500
##
## Proportion estimate: 0.0667
## Standard error: 0.0449
##
## 95% approximate confidence interval:
   proportion: [-0.0214,0.1547]
##
##
   number in population: [-10,77]
## 95% exact hypergeometric confidence interval:
##
   proportion: [0.008,0.218]
## number in population: [4,109]
```

#### Para casa

- Revisar os tópicos discutidos nesta aula.
- Rodar a simução de Monte Carlo para avaliar as taxas de cobertura dos ICs para P considerando diferentes tamanhos de população, amostra, valores de P e de α.
- ► Implementar o IC para *P* utilizando a distribuição binomial como aproximação da distribuição hipergeométrica.

#### Próxima aula

Porporações para classificações em mais de duas categorias.

### Por hoje é só!

#### Bons estudos!

