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 $\sqrt{pq/n}$ raramente faz uma diferença apreciável.
- ightharpoonup O último termo à direita (1/2n) é uma correção para continuidade.
 - Isso produz apenas uma ligeira melhora na aproximação.
 - No entanto, sem a correção, a aproximação normal geralmente fornece um intervalo de confiança muito estreito.

- ▶ O erro na aproximação normal depende de todas as quantidades n, p, N e α (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 classe menor.
- A Tabela a seguir fornece regras de trabalho para decidir quando a aproximação normal pode ser usada.

р	np = número observado na classe menor	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	∞

- ► 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%.
- 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%.

C exato para

- Os limites de confiança também podem ser obtidos com base na distribuição hipergeométrica exata do número de unidades na amostra com o atributo.
- O método exato é conceitualmente simples, mas computacionalmente complexo.
- Seja $a = \sum_{i=1}^{n} Y_i$ o número de unidades com o atributo (pertencentes a classe C) na amostra.

- Para um intervalo de confiança de 100 (1 α)% desejado para o número A de unidades na população com o atributo, um limite superior \widehat{A}_S é determinado como de unidades na população com o atributo dando probabilidade α_1 de obter a ou menos unidades com o atributo na amostra, em que α_1 é aproximadamente igual a metade do α desejado.
- ► Ou seja, A_S satisfaz

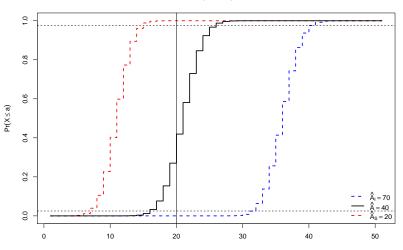
$$\Pr(X \leq a) = \sum_{i=0}^{a} \Pr(j, n-j | \widehat{A}_{S}, N - \widehat{A}_{S}) = \sum_{i=0}^{a} \binom{\widehat{A}_{S}}{j} \binom{N - \widehat{A}_{S}}{n-j} / \binom{N}{n} = \alpha_{1}.$$

- ▶ O limite inferior \widehat{A}_l é o número de unidades na população com o atributo dando probabilidade α_2 de se obter a ou mais unidades com o atributo na amostra, em que α_2 é aproximadamente igual a metade do α desejado.
- ▶ Ou seja, A₁ satisfaz

$$\Pr(X \geq a) = \sum_{j=a}^{n} \Pr(j, n-j | \widehat{A}_I, N - \widehat{A}_I) = \sum_{j=a}^{n} \binom{\widehat{A}_I}{j} \binom{N - \widehat{A}_I}{n-j} / \binom{N}{n} = \alpha_2.$$

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 "sucessos" na amostra a, podemos definir alguns limites de viabilidade para A:
 - Naturalmente, o menor valor possível é o número observado de sucessos A_{min} = a
 - O maior valor possível é igual ao número total N menos as observações na amostra que pertencem a classe C', ou seja, A_{max} = N - (n - a).

Algoritmo para obter o IC extato para P

- ▶ 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 ≤ a) < α/2, de modo que encontremos o maior valor possível que ainda satisfaz a equação.
- Limite inferior \widehat{A}_{l} :
 - ► Comece com o menor valor possível para A, ou seja, $A_{min} = a$;
 - ► Reescrever $\Pr(X \ge a) = 1 \Pr(X \le a) = \alpha/2 \Leftrightarrow \Pr(X \le a) = 1 \alpha/2;$
 - 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.

Exemplo

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

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

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

▶ Para achar os limites para o número total de unidades da população que pertencem à categoria C, multiplicamos os valores acima por N e obtemos 140 e 230, respectivamente.

Distribuição hipergeométrica

```
# install.packages("samplingbook")
library(samplingbook)
Sprop(m = 37, 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 sobre a aproximação normal

- Na maioria dos cenários, essa estratégia (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 α . 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.

¹Kauermann, Goeran, and Helmut Kuechenhoff. 2010. *Stichproben: Methoden Und Praktische Umsetzung Mit R.* Springer-Verlag.

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

Considerações finais sobre a aproximação normal

 \triangleright Ainda, com p e n pequenos, o IC aproximado pode produzir limites inferiores a 0:

```
Sprop(m = 2, n = 100, N = 500, level = 0.95)
##
## Sprop object: Sample proportion estimate
## With finite population correction: N = 500
##
## Proportion estimate: 0.02
## Standard error: 0.0126
##
## 95% approximate confidence interval:
## proportion: [-0.0047,0.0447]
   number in population: [-2,22]
## 95% exact hypergeometric confidence interval:
## proportion: [0.004,0.066]
## number in population: [2,33]
```

Para casa

- Revisar os tópicos discutidos nesta aula.
- ► Implementar o IC para P utilizando a distribuição binomial como aproximação da distribuição hipergeométrica.

Próxima aula

► Classificação em mais de duas categorias.

Por hoje é só!

Bons estudos!

