Inferência Estatística

<u>Luiz Max de Carvalho</u>[lmax.fgv@gmail.com]

Disciplina da graduação em Matemática Aplicada Escola de Matemática Aplicada (EMAp/FGV), Rio de Janeiro.

1 de Agosto de 2020

Este é um curso de 60 (sessenta) horas sobre Inferência Estatística.

Princípios:

△ Em uma palavra: Liberdade;

△ Construção conjunta do conhecimento;

△ Pontualidade na entrega das tarefas;

△ Participação em aula;

Burocracia:

□ Horário de atendimento: Segundas e quartas de 14:30h a 15:30h.

⋄ Por favor, mandar e-mail com antecedência de 24h para marcar;

□ Podem escrever por e-mail (ou carta) quando quiserem;

□ Teremos duas avaliações (A1 e A2) e 4 (quatro) trabalhos (T_i, i = 1, 2, 3, 4).

Trabalhos valerão 20% do grau final.

□ Nota final será NF :=

3A1+7A2 / 10 / 1.

Revisão de Teoria da Probabilidade



- Desigualdade de Markov;
- Desigualdade de Chebychev;
- Convergência;
- Lei(s) dos grandes números;
- Teorema(s) Central(is) do Limite;

Desigualdade de Markov¹



Seja X uma variável aleatória não-negativa e t>0. Então

$$\Pr(X \ge t) \le \frac{E[X^n]}{t^n}.$$
 (1)

Prova: Assumindo que X é absolutamente contínua, escrever E[X] explicitamente e usar linearidade e monotonicidade da integral. Para n=1 e X discreta, ver De Groot, página 349, Teorema 6.2.1 \square

¹Em homenagem a Andrey Andreyevich Markov (1856–1922).

Seja Y uma variável aleatória com média $E[Y]=:\mu$ e variância $Var(Y)=:\sigma^2$, ambas finitas. Mais uma vez, t>0. Então

$$\Pr(|Y - \mu| \ge t) \le \frac{\operatorname{Var}(Y)}{t^2}.$$
 (2)

Prova: Notar que $E[(Y-\mu)^2]=\sigma^2$ e aplicar Markov. Ver De Groot, página 349, Teorema 6.2.2 $\ \Box$

²Em homenagem a Pafnuty Lvovich Chebyshev (1821–1894).

A média amostral



Considere uma **amostra aleatória** X_1, X_2, \dots, X_n , $n \in \mathbb{N}$ de variáveis aleatórias de uma mesma distribuição com média $E[X_i] = \mu$ e variância $Var(X_i) = \sigma^2$.

Definição 1

Média amostral. A média amostral de $X_1, X_2, ..., X_n$ é

$$\bar{X}_n := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i. \tag{3}$$

Teorema 1

Sejam X_1, X_2, \ldots, X_n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com média μ e variância σ^2 . Temos que (i) $E[\bar{X}_n] = \mu$ e (ii) $Var(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}$.

Prova: Para (i), usar a linearidade da esperança e o fato de as variáveis serem identicamente distribuídas – note a falta de menção à independência. Para (ii), usar a soma das variâncias de variáveis idependentes, além do fato de serem identicamente distribuídas. Ver De Groot, página 350, Teorema 6.2.3.

Exemplo: determinando o tamanho de amostra (1)

Vamos estudar o exemplo 6.2.3 de De Groot. Suponha que uma moeda justa é lançada n vezes. Seja X_i a variável aleatória que é 1 se o i-ésimo lançamento dá cara e 0 caso contrário. Considere $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$.

FGV EMAp

Pergunta 1

Quantos lançamentos devemos fazer para que

$$Pr(0.4 \le \bar{X}_n \le 0.5) \ge 0.7$$
?

Resolução: Primeiro, faça $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ e deduza que $E[S_n] = np = n/2$ e $Var(S_n) = np(1-p) = n/4$. Agora:

$$\Pr(0.4 \leq \bar{X}_n \leq 0.5) = \Pr\left(\frac{4n}{10} \leq S_n \leq \frac{6n}{10}\right).$$

Subtraia $E[S_n]$ dos dois lados da desigualdade para obter

$$\Pr\left(\frac{4n}{10} \le S_n \le \frac{6n}{10}\right) = \Pr\left(\left|S_n - \frac{n}{2}\right| \le \frac{n}{10}\right).$$

Exemplo: determinando o tamanho de amostra (2)



Note que, usando a desigualdade de Chebychev, temos uma cota superior para

$$\mathsf{Pr}\left(\left|S_n - rac{n}{2}\right| \geq rac{n}{10}
ight) = 1 - \mathsf{Pr}\left(\left|S_n - rac{n}{2}\right| \leq rac{n}{10}
ight).$$

Portanto

$$\Pr\left(\left|S_n - \frac{n}{2}\right| \ge \frac{n}{10}\right) \le \frac{100}{4n}$$

e então

$$\Pr(0.4 \leq \bar{X}_n \leq 0.5) = \Pr\left(\left|S_n - \frac{n}{2}\right| \leq \frac{n}{10}\right) \geq 1 - \frac{25}{n}.$$

Resolvendo 1-25/n=0.7 obtemos $n\geq 84$.

Exemplo: determinando o tamanho de amostra (3)



Agora, vamos usar o que sabemos **especificamente** sobre este problema. Usando uma tabela de probabilidades binomiais ou rodando um programa como:

```
calcula_p <- function(n){
   prob <- pbinom(q = round(0.6*n), size = n, p = .5)
   - pbinom(q = round(0.4*n)-1, size = n, p = .5)
   return(prob)
}
n <- 10
p <- calcula_p(n)
alvo <- 0.7
erro <- (p-alvo)^2
while(erro > .001){
   n <- n + 1
   p <- calcula_p(n)
   erro <- (p-alvo)^2
   if(n > 10000) break
}
```



obtemos n = 15 e p = 0.6982422.

Conclusão: a desigualdade de Chebychev é <u>frouxa</u>, isto é, ela dá uma cota superior para a probabilidade de interesse, mas essa cota pode ser muito maior do que o valor exato. Por outro lado, a desigualdade é válida para <u>qualquer</u> variável aleatória cuja variância exista e seja finita.

Ideia 1

Sem almoço grátis. Se uma técnica ou resultado é muito geral, isto é, se aplica a muitas situações, há grandes chances de não fornecer uma resposta muito precisa. O contrário também é verdadeiro: se desenvolvemos uma técnica elaborada para uma classe restrita de problemas, geralmente vamos obter respostas precisas, mas nossa técnica não será aplicável a muitos tipos de problemas. Em Estatística não existe almoço grátis.

Convergência



Definição 2

Convergência em probabilidade. Dizemos que uma sequência de variáveis aleatórias converge em probabilidade para b se, para todo $\epsilon > 0$, temos

$$\lim_{n\to\infty}\Pr\left(|Z_n-b|<\epsilon\right)=1.$$

Neste caso, escrevemos $Z_n \xrightarrow{p} b$.

Em algumas situações, chamamos a convergência em probabilidade de convergência fraca.

Lei(s) dos Grandes Números (LGN)



A lei fraca dos grandes números é um resultado fundamental da Teoria de Probabilidade, extremamente útil em Estatística.

Teorema 2

Lei Fraca dos Grandes Números. Sejam X_1, X_2, \ldots, X_n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com média μ e variância σ^2 . Então

$$X_n \xrightarrow{p} \mu$$
.

Prova: Usando o teorema ?? e a desigualdade de Chebychev, temos

$$\mathsf{Pr}\left(|ar{X}_{n} - \mu| < \epsilon
ight) \geq 1 - rac{\sigma^{2}}{n\epsilon^{2}},$$

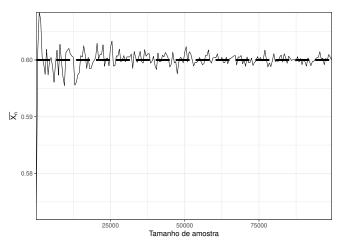
e, portanto,

$$\lim_{n o \infty} \Pr \left(|ar{X}_n - \mu| < \epsilon
ight) = 1. \quad \Box$$

LGN: exemplo

▼FGV EMAp

$$X_1, \dots, X_n \sim \text{Beta}(3, 2). \ E[X] = \alpha/(\alpha + \beta) = 3/5.$$



Comentário: Lei Forte dos Grandes Números



Definição 3

Convergência quase certa. Dizemos que uma sequência de variáveis aleatórias $(Z_n)_{n\geq 1}$ converge quase certamente para b se

$$\Pr\left(\lim_{n\to\infty}Z_n=b\right)=1.$$

Esse modo de convergência é por vezes chamado de convergência forte. **Observação**: convergência quase certa implica convergência em probabilidade.

Teorema 3

Lei forte dos grandes números Sejam X_1, X_2, \ldots variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com média μ . Então

$$\Pr\left(\lim_{n \to \infty} \bar{X}_n = \mu\right) = 1.$$



O Teorema Central do Limite um dos resultados mais importantes da Estatística.

Teorema 4

Teorema Central do Limite (Lindeberg e Lévy)³. Sejam X_1, X_2, \ldots, X_n variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, com média μ e variância σ^2 . Então, para cada x, temos

$$\lim_{n\to\infty} \Pr\left(\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \le x\right) = \Phi(x),$$

onde

$$\Phi(x) := \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt,$$

é a função de distribuição (cumulativa) normal padrão.

Prova: Ver Casella & Berger (2002), página 237, teorema 5.5.14.

³ Jarl Waldemar Lindeberg (1876–1932) e Paul Pierre Lévy (1886–1971).

Teorema Central do Limite: interpretação



- Sabemos que a variável aleatória padronizada $Y_n := (\bar{X}_n \mu) / \sigma$ tem média 0 e variância 1, por construção;
- O teorema ?? nos diz que se tomamos uma amostra grande de uma distribuição com média μ e variância σ^2 , a variável aleatória $\sqrt{n}Y_n$ terá, aproximadamente, distribuição **normal** com média 0 e desvio padrão 1, chamada distribuição normal padrão;
- Isto equivale a dizer que $\bar{X}_n \sim \text{normal}(\mu, \sigma^2/n)$;
- Note que o teorema vale para <u>qualquer</u> variável aleatória cujos dois primeiros momentos existam, seja ela discreta ou contínua!

Pergunta 2

Suponha que X_1, \ldots, X_{12} são variáveis aleatórias independentes com distribuição uniforme entre 0 e 1. Defina

$$p:=\mathsf{Pr}\left(\left|ar{X}_n-rac{1}{2}
ight|\leq 0.1
ight).$$

Quanto vale p?

Resolução: Lembremos que a variável padronizada $Z = \sqrt{n}(\bar{X}_n - E[X])/\sqrt{\text{Var}(X)}$ terá distribuição aproximadamente normal padrão. Se $X \sim \text{uniforme}(0,1)$, sabemos que E[X] = 1/2 e Var(X) = 1/12. Nos aproveitando do fato de que \sqrt{n} e σ coincidem nesse exemplo, escrevemos

$$\mathsf{Pr}\left(\left|\bar{X}_n - \frac{1}{2}\right| \leq 0.1\right) = \mathsf{Pr}\left(12\left|\bar{X}_n - \frac{1}{2}\right| \leq 0.1 \times 12\right) = \mathsf{Pr}(|Z| < 1.2),$$

de modo que $p \approx \Phi(1.2) - \Phi(-1.2) = 0.7698607$. O valor exato, que não discutiremos como obter, é p = 0.7667213.

O que aprendemos?



- ♀ Desigualdades de Markov e Chebychev: extremamente gerais (mas não muito precisas!);

- $\ensuremath{\mathbb{Q}}$ Teorema Central do Limite: para amostras grandes o suficiente,

$$\bar{X}_n \sim \text{normal}(\mu, \sigma^2/n).$$

Leitura recomendada

*FGV EMAp

- De Groot seções 6.2 e 6.3;
- * Casella & Berger, seções 5.2 e 5.5;
- Nosso repositório

(https://github.com/maxbiostat/Statistical_Inference_BSc).