Avaliando a Qualidade de Estimadores

Métodos Monte Carlo para Estimação

ESTAT0090 – Estatística Computacional Prof. Dr. Sadraque E. F. Lucena sadraquelucena@academico.ufs.br



Motivação

A motivação para esta aula é explorar o poder da simulação de Monte Carlo como uma ferramenta prática para a estatística. Em cenários onde a matemática para calcular propriedades como viés e erro padrão de um estimador é complexa, podemos usar o computador para simular o processo de amostragem milhares de vezes. Isso nos permite, de forma intuitiva, aproximar essas propriedades e, assim, comparar a eficácia de diferentes estimadores. Ao final, você será capaz de aplicar essa técnica para avaliar e validar modelos estatísticos, testando suas suposições de forma empírica e robusta, sem a necessidade de soluções analíticas complexas.



Objetivos da aula

Usar o Método de Monte Carlo para

- Estimar o Viés e o Erro Padrão
- Avaliar e Comparar Estimadores
- Construir Intervalos de Confiança



Estimação do Viés por Monte Carlo

- Seja X_1, \ldots, X_n uma amostra aleatória da distribuição de X.
- Para estimarmos o parâmetro heta por Monte Carlo fazemos:
 - 1. Geramos N amostras artificiais de X, $(\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_N)$, em que cada $\mathbf{X}_j = (x_1^{(j)}, \dots, x_n^{(j)}), j = 1, \dots, N$.
 - 2. Calculamos $\widehat{\theta}^{(j)} = \widehat{\theta}(\mathbf{X}_j)$.
 - 3. Obtemos o estimador de Monte Carlos fazendo

$$\widehat{\theta}_{MC} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \widehat{\theta}^{(j)}.$$



Estimação do Viés por Monte Carlo



Estimação do Viés por Monte Carlo

ullet O viés do estimador $\widehat{ heta}$ para um parâmetro heta é dado por

$$B(\widehat{\theta}) = \mathbb{E}(\widehat{\theta}) - \theta, \ \forall \theta \in \Theta$$

•

Então, o viés estimado por Monte Carlo, é

$$\widehat{B}(\widehat{\theta}) = \widehat{\theta}_{MC} - \theta = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \widehat{\theta}^{(j)} - \theta.$$

• O valor de θ geralmente não é conhecido, mas podemos calcular sistematicamente $\widehat{B}(\theta)$ para uma variedade de valores diferentes de θ , a fim de obter uma estimativa aproximada do limite superior para o viés de um estimador.



Estimação do Erro Padrão por Monte Carlo

- O erro padrão de um estimador $\widehat{\theta}$ é dado por $EP(\widehat{\theta}) = \sqrt{Var(\widehat{\theta})}$.
- No caso da média \overline{X} , temos $EP(\overline{X}) = \sqrt{Var(\overline{X})} = \sqrt{\frac{\sigma^2}{n}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.
- Como a estimativa de Mote Carlo para $\widehat{\theta}$ é uma média, seu erro padrão será $\sqrt{Var(\theta)/N}$.
- Assim, o erro padrão de Monte Carlo é dado por

$$\widehat{EP}_{MC} = \frac{1}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^{N} \left(\widehat{\theta}^{(j)} - \widehat{\theta}_{MC} \right)^2}$$

No R o erro padrão é calculado usando .



Intervalos de Confiança de Monte Carlo

- A partir do Teorema Central do Limite, o intervalo de confiança $1-\alpha$ para a média é dado por

$$\overline{X} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$
.

No método de Monte Carlo, o intervalo fica

$$\hat{\theta}_{MC} \pm Z_{\alpha/2} E P_{MC}$$
.



Considere uma amostra aleatória X_1, \ldots, X_n de uma variável aleatória $X \sim N(\mu = 3, \sigma^2 = 1)$ e os seguintes estimadores pontuais

$$\widehat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$
 e $\widehat{\theta}_2 = \frac{X_{(1)} + X_{(n)}}{2}$.

Qual do dois estimadores pode ser considerado como melhor para estimar o verdadeiro valor de μ ? Simule no R o viés e a variância para $N=10\,000$ e n=10.

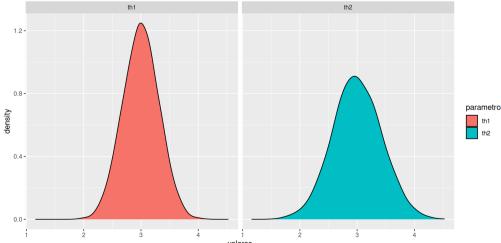
• Para evitar criar o laço for, você pode usar a função replicate.



```
library(tidyverse)
# Define valores
N < -10000
n <- 10
# Gera as amostras e calcula as estimativas
set.seed(1)
th1 <- replicate( N, mean(rnorm(n, mean = 3, sd = 1)) )
th2 <- replicate( N, sum(range(rnorm(n, mean = 3, sd = 1)))/2)
# Distribuição das estimativas
L <- data.frame(th1, th2)</pre>
L <- L |> pivot_longer(cols = c(th1, th2),
                         names_to = "parametro",
                        values_to = "valores")
```



```
# média das estimativas
tapply(L$valores, L$parametro, mean)
     th1
              th2
2.997756 2.999629
# Erro padrão das etimativas
tapply(L$valores, L$parametro, function(x) sd(x)/sqrt(N))
        th1
                    th2
0.003153728 0.004297744
ggplot(data = L, aes(x = valores, group = parametro, fill = parametro)
  geom_density(adjust=1.5) +
  facet_wrap(~parametro)
```





Considere uma amostra aleatória X_1, \ldots, X_n de uma variável aleatória $X \sim U(\min = 2, \max = 4)$ e os seguintes estimadores pontuais

$$\widehat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$
 e $\widehat{\theta}_2 = \frac{X_{(1)} + X_{(n)}}{2}$.

Qual do dois estimadores pode ser considerado como melhor para estimar o verdadeiro valor de μ ? Simule no R o viés e a variância para $N=10\,000$, n=2,3,5,10,20,50,100,500,1000 e observe o comportamento.



Suponha que X_1 e X_2 são duas variáveis aleatórias i.i.d. de uma normal padrão. Usando simulação de Monte Carlo, obtenha uma estimativa de $E(|X_1-X_2|)$ e seu erro padrão.



Considere o modelo $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \operatorname{com} \varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2), x_i \sim \exp(1/5)$ e $i = 1, \ldots, n$. Utilizar o Método de Monte Carlo para avaliar propriedades dos estimadores.



```
set.seed(12345)
# Fixando valores para os parametros
beta0 <- 1; beta1 <- -1; sigma2 <- 1
# Definindo o tamanho da amostra "n"
n < -100
# Gerando um vetor de tamanho n para "x"
x < - rexp(n, rate=5)
# Gerando o erro:
erro <- rnorm(n, mean=0, sd=sqrt(sigma2))
# Calculando a resposta para o modelo especificado:
y <- beta0 + beta1*x + erro
# Ajuste do modelo:
modelo <- lm(y~x)
betas.estimados <- modelo$coefficients</pre>
sigma2.estimado <- sum(modelo$residuals^2)/modelo$df.residual</pre>
# Calculando os erros de estimação
```

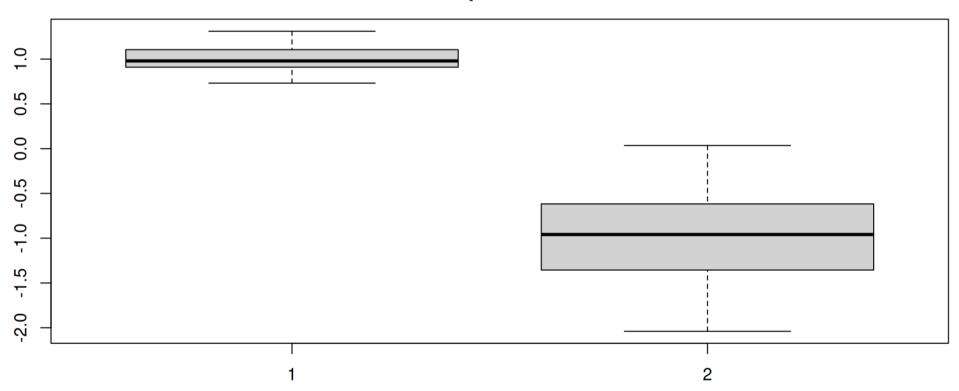


erro.estimacao.betas <- betas.estimados - c(beta0,beta1) erro.estimacao.sigma2 <- sigma2.estimado - sigma2



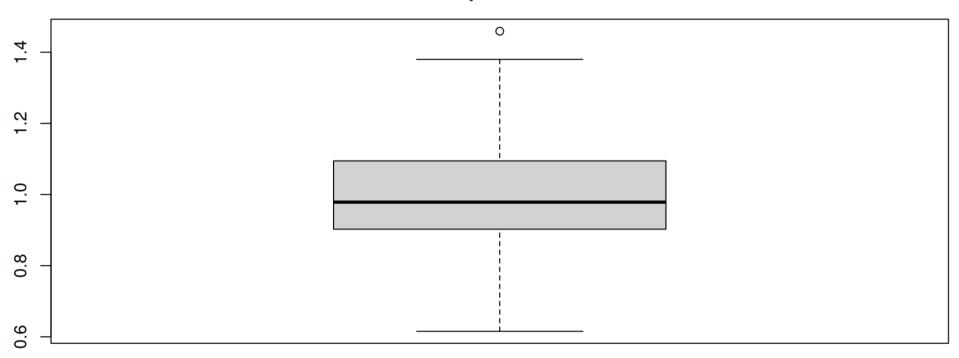
```
# Monte Carlo
set.seed(12345)
M <- 100 # numero de réplicas de Monte Carlo
betas.estimados <- matrix(,M,2) # Estimativas betas</pre>
sigma2.estimado <- numeric(M) # Estimativas sigma2</pre>
erro.estimacao <-matrix(,M,3) # Erros
for(i in 1:M){
  erro <- rnorm(n, mean=0, sd=sqrt(1))
  y <- beta0 + beta1*x + erro
  modelo <- lm(y~x)
  betas.estimados[i,] <- coefficients(modelo)</pre>
  sigma2.estimado[i] <- sum(modelo$residuals^2)/</pre>
    modelo$df.residual
  erro.estimacao[i,]<-c(betas.estimados[i,],</pre>
                         sigma2.estimado[i]) - c(beta0, beta1, sigma2)
```

Boxplot betas para n= 100 e M= 100





Boxplot sigma2 para n= 100 e M= 100





```
media.estimativas <- c(colMeans(betas.estimados),</pre>
                         mean(sigma2.estimado))
vies <- round(colMeans(erro.estimacao),5)</pre>
var.estimadores <- c(round(apply(betas.estimados, 2,</pre>
                                    sd), 5), sd(sigma2.estimado))
egm <- var.estimadores + vies^2
saida <- rbind(media.estimativas,eqm,vies,</pre>
                var.estimadores)
colnames(saida) = c(paste("beta0 =",beta0),
                      paste("beta1 =", beta1),
                      paste("sigma2 =", sigma2))
saida
```



Ganho da aula

- Capacidade de avaliar a qualidade de estimadores
- Escolher o melhor estimador
- Validação resultados
- Aplicação em problemas complexos
- Aprimoramento das habilidades de simulação



Fim

Aula baseada no material "Métodos Computacionais Aplicados à Estatística Implementação no Software R" de Cristiano de Carvalho Santos.

