#### EPI10 - Análise de Sobrevivência

Estimação da curva de sobrevivência

Rodrigo Citton P. dos Reis citton.padilha@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do Sul Faculdade de Medicina Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia

Porto Alegre, 2022



└─ Introdução

EPI10 - Análise de Sobrevivência

- Os objetivos de uma análise estatística envolvendo dados de sobrevivência geralmente estão relacionados, em medicina ou epidemiologia, à identificação de fatores associados para uma certa doença (ou desfecho de interesse) ou à comparação de tratamentos em um estudo clínico enquanto controlado por outros fatores.
- Por mais complexo que seja o estudo, as respostas às perguntas de interesse são dadas a partir de um conjunto de dados de sobrevivência, e o passo inicial de qualquer análise estatística consiste em uma descrição dos dados.
- A presença de observações censuradas é, contudo, um problema para as técnicas convencionais de análise descritiva.

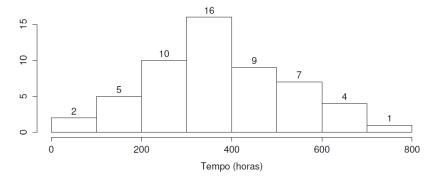
- Os problemas gerados por observações censuradas podem ser ilustrados numa situação bem simples em que se tenha interesse na construção de um histograma.
  - Se a amostra não contiver observações censuradas, a construção do histograma consiste na divisão do eixo do tempo em um certo número de intervalos e, em seguida, conta-se o número de ocorrências de falhas em cada intervalo.
  - Entretanto, quando existem censuras, não é possível construir um histograma, pois não se conhece a frequência exata associada a cada intervalo.

- Nos textos básicos de estatística, uma análise descritiva consiste essencialmente em encontrar medidas de tendância central e variabilidade.
- Como a presença de censuras invalida este tipo de tratamento aos dados de sobrevivência, o principal componente da análise descritiva envolvendo dados de tempo de vida é a função de sobrevivência, ou seja, S(t) = Pr(T > t)<sup>1</sup>.
- Nesta situação, o procedimento inicial é encontrar uma estimativa para esta função de sobrevivência e então, a partir dela, estimar as estatísticas de interesse que usualmente são o tempo médio ou mediano, alguns percentis ou certas frações de falhas em tempos fixos de acompanhamento.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Note que se T é uma variável contínua,  $S(t) = Pr(T > t) = Pr(T \ge t)$ .

### Estimação na ausência de censura

O histograma a seguir representa a distribuição dos tempos até um certo evento de um grupo de 54 indivíduos, em que o evento ocorreu para todos os elementos do grupo (observações não censuradas).



A probabilidade de sobrevivência no tempo t=400 horas é estimada por

$$\widehat{S}(t) = \frac{\# \text{indivíduos que não experimentaram o evento até o tempo } t = 400}{\# \text{indivíduos no estudo}}$$
 
$$= \frac{21}{54} = 0,39.$$

Este número significa que 39% destes indivíduos sobrevivem mais que 400 horas.

▶ De forma geral, temos

$$\widehat{S}(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(T_i \geq t),$$

em que  $I(\cdot)$  é uma **função indicadora**, e I(A)=1, se o evento A ocorre, e I(A)=0, se o evento A não ocorre.

#### Exemplo

Intervalos	Frequência	Sobrevivência	
[0,100)	2		
[100,200)	5		
[200,300)	10		
[300,400)	16		
[400,500)	9		
[500,600)	7		
[600,700)	4		
[700,800)	1		

- ► A partir destes resultados, informações importantes sobre o tempo de vida dos indivíduos em estudo podem ser obtidas.
- ► Também podemos utilizar estas estimativas para estimar a função de taxa de falha em um determinado intervalo:

$$\widehat{\lambda}([400,500)) = \frac{\widehat{S}(400) - \widehat{S}(500)}{(500 - 400)\widehat{S}(400)} = \frac{0,39 - 0,22}{(100)0,39} = 0,0044/\text{hora}.$$

## O Estimador de Kaplan-Meier

Na presença de censuras, o estimador de Kaplan-Meier, também conhecido como o estimador limite-produto, fornece uma comparação gráfica que de maneira apropriada leva em conta as observações censuradas.

### Estimador de Kaplan-Meier<sup>2</sup>





- O artigo de Kaplan e Meier começa em 1952 quando Paul Meier, então na Johns Hopkins University, encontrou o artigo de Greenwood na duracão do câncer.
- Um ano após, no Bell Laboratories, Kaplan se interessou tempos de vida de componentes da rede de telefones.

- Kaplan e Meier trabalharam independentemente e submeteram seus respectivos trabalhos para o Journal of American Statistical Association.
- O JASA os encorajou a submeterem um trabalho conjunto.
- Kaplan and Meier levaram mais 4 anos para resolverem diferenças em suas abordagens e publicaram um método que se tornou a abordagem não paramétrica padrão na análise de tempos de vida com observações censurdas.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Kaplan, E. L., Meier, P., Nonparanietric estimation from incomplete observations. *JASA* **53**: 457-81, 1958.

➤ O estimador de Kaplan-Meier é uma adaptação da função de sobrevivência empírica que, na ausência de censuras, é definida como:

$$\widehat{S}(t) = \frac{\text{\#observações que não experimentaram o evento até o tempo } t}{\text{\#observações no estudo}}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} I(T_i \geq t).$$

- $\widehat{S}(t)$  é uma função escada com degraus nos tempos observados de falha de tamanho 1/n, em que n é o tamanho da amostra.
- Se exitirem empates em um certo tempo t, o tamanho do degrau fica multiplicado pelo número de empates.
- O estimador de Kaplan-Meier, na sua construção, considera tantos intervalos de tempo quantos forem o número de falhas distintas.
- Os limites dos intervalos de tempo são os tempos de falha da amostra.

#### Relembrando: exemplo estudo de hepatite

Grupo	Tempo de sobrevivência em semanas			
Controle	1+, 2+, 3, 3, 3+, 5+, 5+, 16+, 16+, 16+, 16+, 16+, 16+, 16+, 16			
Esteroide	1, 1, 1, 1+, 4+, 5, 7, 8, 10, 10+, 12+, 16+, 16+, 16+			

Pergunta: quantos tempos de falha distintos são observados no grupo "Esteroide"?

▶ Ideia intuitiva do estimador: reescrever  $S(t) = \Pr(T \ge t)$  em termos de probabilidades condicionais. Seja  $t_0 < t_1$ , então

$$S(t_1) = \Pr(T \ge t_0) \Pr(T \ge t_1 | T \ge t_0).$$

No exemplo,

$$S(5) = \Pr(T \ge 5) = \Pr(T \ge 1, T \ge 5) = \Pr(T \ge 1) \Pr(T \ge 5 | T \ge 1).$$

Assim, para o indivíduo sobreviver por 5 semanas, ele vai precisar sobreviver, em um primeiro passo, à primeira semana e depois sobreviver à quinta semana, sabendo-se que ele sobreviveu à primeira semana.

- Os tempos 1 e 5 foram tomados por serem os dois primeiros tempos distintos de falha nos dados do grupo esteroide.
- Os passos são gerados a partir de intervalos definidos pela ordenação dos tempos de forma que cada um deles começa em um tempo de falha observado e termina no próximo tempo de falha.

Tempos ordenados $(t_j)$	Intervalos
0	[0,1)
1	[1,5)
5	[5,7)
7	[7,8)
8	[8,10)
10	[10,16)

- ▶ Todos os indivíduos estavam vivos em t = 0 e se mantêm até a primeira morte que ocorre em t = 1 semana.
  - Então a estimativa de S(t) deve ser 1 neste intervalo compreendido entre 0 e 1 semana.
- No valor correspondente a 1 semana, a estimativa deve cair devido a três mortes que ocorrem neste tempo.
  - No segundo intervalo, [1,5), existem então 14 indivíduos que estavam vivos (sob risco;  $n_2 = 14$ ) antes de t = 1 e 3 morrem ( $d_2 = 3$ ).
- ▶ Desta forma, a estimativa da probabilidade condicional de morte neste intervalo é 3/14 e a probabilidade de sobreviver é 1 - 3/14. Isto pode ser escrito como

$$\widehat{S}(1) = \widehat{\Pr}(T \ge 0)\widehat{\Pr}(T \ge 1 | T \ge 0) = (1) \times (1 - 3/14) = 11/14 = 0,786.$$

#### Exercício

1. Utilizando a mesma ideia, calcule  $\widehat{S}(5)$ .

#### Exercício

2. Utilizando a mesma ideia, complete a tabela.

Tempos ordenados $(t_j)$	Intervalos	$d_j$	nj	$\widehat{S}(t_j+)$
0	[0,1)	0	14	1
1	[1,5)	3	14	0.786
5	[5,7)	1	9	
7	[7,8)	1	8	
8	[8,10)	1	7	
10	[10,16)	1	6	

#### Exercício

**3.** Faça o gráfico para  $\widehat{S}(t)$ .

▶ Se considerermos uma amostra de tamanho n e k ( $k \le n$ ) falhas distintas  $t_1 < t_2 < \ldots < t_k$ , podemos reescrever S(t) para qualquer  $t_j$  observado:

$$S(t_j) = (1-q_1)(1-q_2)\dots(1-q_j),$$

em que 
$$q_j = \Pr(T \in [t_{j-1}, t_j) | T \ge t_{j-1}]).$$

O estimador de Kaplan-Meier estima estas probabilidades por

$$\hat{q}_j = \frac{\mathsf{n}^Q \text{ de eventos em } t_j}{\mathsf{n}^Q \text{ de observações sob risco em } t_i-}, j=1,\ldots,k.$$

- ► Formulação equivalente
  - ▶  $t_1 < t_2 < \ldots < t_k$  são k tempos distintos de falha
  - $ightharpoonup d_i$  é o número de falhas em  $t_i$ ,  $j=1,2,\ldots,k$
  - $n_j$  é o número de observações sob risco em  $t_j$  (não falharam e nem censuraram até o instante imediatamente anterior a  $t_j$ )

$$\widehat{S}(t) = \prod_{i:t_i < t} \left( \frac{n_j - d_j}{n_j} \right) = \prod_{i:t_i < t} \left( 1 - \frac{d_j}{n_j} \right).$$

- O estimador de Kaplan-Meier é
  - uma função do tempo tipo escada
  - não muda entre tempos de eventos
  - não muda em tempos de censura

- ▶ Uma estimativa de S(t) está sujeita a variações amostrais que devem ser descritas em termos de **estimações intervalares**.
- Para tal, precisamos de uma expressão para a variância de  $\widehat{S}(t)$ .

#### Fórmula de Greenwood

A estimativa da variância assintótica do estimador de Kaplan-Meier é dada por:

$$\widehat{\mathsf{Var}}[\widehat{S}(t)] = [\widehat{S}(t)]^2 \sum_{j:t_j < t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)},$$

que é conhecida como a fórmula de Greenwood.

A estimativa da variância de  $\widehat{S}(5)$ , para o exemplo considerado, é, então, dada por:

$$\widehat{\mathsf{Var}}(\widehat{S}(5)) = (0,698)^2 \left[ \frac{3}{(14)(11)} + \frac{1}{(9)(8)} \right] = 0,0163.$$

#### Intervalo de confiança para

- Para grandes amostras,  $\hat{S}(t)$ , para t fixo, tem uma distribuição aproximadamente normal.
- Assim, um intervalo de  $100(1-\alpha)\%$  de confiança para S(t) é dado por

$$\widehat{S}(t) \pm z_{\alpha/2} \sqrt{\widehat{\operatorname{Var}}(\widehat{S}(t))},$$

em que  $\alpha/2$  é o  $\alpha/2$ -percentil da distribuição normal padrão.

O intervalo de 95% de confiança para S(5) é  $0,698 \pm 1,96\sqrt{0,0163} = (0,45;0,95)$ .

#### IC para :: comentários e alternativas

- ► Este intervalo pode apresentar limite inferior negativo e limite superior maior que 1.
  - $\widehat{U}(t) = \log[-\log \widehat{S}(t)]$
  - $\blacktriangleright \widehat{Var}(\widehat{U}(t)) = \frac{\sum_{j:t_j < t} \frac{d_j}{n_j(n_j d_j)}}{[\log \widehat{S}(t)]^2}$
  - lntervalo aproximado de 100(1-lpha)% de confiança para S(t)

$$\left[\widehat{S}(t)\right]^{\exp\left\{\pm z_{lpha/2}\sqrt{\widehat{Var}(\widehat{U}(t))}
ight\}}.$$

Exemplo computacional

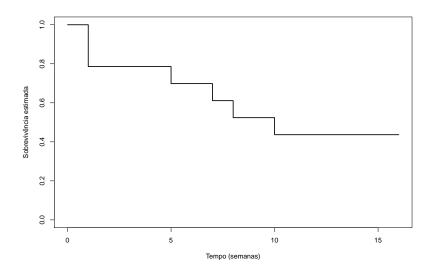
## **Exemplo computacional**

```
# install.packages("survival")

# Carregando pacote
library(survival)

# Dados do exemplo
head(df.hep)
```

```
##
     tempo cens
                    grupo
               0 Controle
## 1
## 2
               0 Controle
## 3
         3
               1 Controle
         3
## 4
               1 Controle
         3
## 5
               0 Controle
         5
               0 Controle
## 6
```

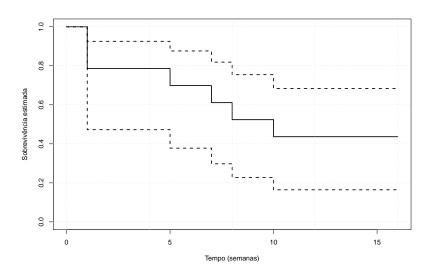


#### summary(ekm)

```
## Call: survfit(formula = Surv(time = tempo, event = cens) ~ 1, data = df.hep,
      subset = grupo == "Esteroide", conf.type = "log-log")
##
##
   time n.risk n.event survival std.err lower 95% CI upper 95% CI
##
##
      1
           14
                       0.786
                              0.110
                                          0.472
                                                    0.925
##
                      0.698 0.128
                                         0.378
                                                    0.876
            8
                   1 0.611 0.138
##
                                         0.298
                                                    0.819
##
                   1 0.524 0.143
                                         0.227
                                                    0.754
     10
                      0.437 0.144
                                          0.164
##
                                                     0.683
```

#### Intervalo de confiança

```
plot(ekm, conf.int = TRUE,
    lwd = 2, xlab = "Tempo (semanas)",
    ylab = "Sobrevivência estimada")
abline(h = seq(0, 1, by = 0.2),
    v = seq(0, 16, by = 4),
    col = "lightgrey", lty = 3)
```



##

10

#### Estudo de Hepatite

#### Estratificando por grupos de tratamentos

1

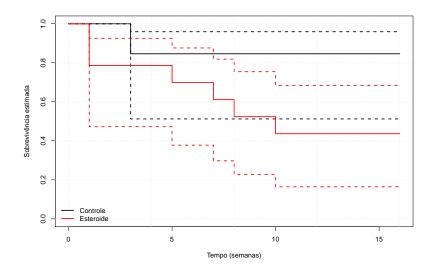
0.437 0.144

```
ekm <- survfit(Surv(time = tempo, event = cens) ~ grupo,
              data = df.hep.
              conf.type = "log-log")
summary(ekm)
## Call: survfit(formula = Surv(time = tempo, event = cens) ~ grupo, data = df.hep,
##
       conf.type = "log-log")
##
##
                  grupo=Controle
##
          time
                     n.risk
                                             survival
                                                           std.err lower 95% CI upper 95%
                                 n.event.
##
         3,000
                     13,000
                                   2,000
                                                0.846
                                                             0.100
                                                                          0.512
                                                                                       0.
##
##
                   grupo=Esteroide
##
    time n.risk n.event survival std.err lower 95% CI upper 95% CI
##
            14
                         0.786 0.110
                                               0.472
                                                            0.925
      1
##
       5
                          0.698 0.128
                                               0.378
                                                            0.876
##
             8
                         0.611 0.138
                                               0.298
                                                            0.819
##
                         0.524 0.143
                                               0.227
                                                            0.754
```

0.164

0.683

```
plot(ekm, conf.int = TRUE,
     col = c("black", "red").
     lwd = 2, xlab = "Tempo (semanas)",
     ylab = "Sobrevivência estimada")
abline(h = seq(0, 1, by = 0.2),
       v = seq(0, 16, bv = 4),
       col = "lightgrey", lty = 3)
legend("bottomleft",
       c("Controle", "Esteroide"),
       col = c("black", "red"),
      lwd = 2, btv = "n")
```



#### Para casa

- 1. Leia o capítulo 2 do livro Análise de sobrevivência aplicada<sup>3</sup>.
- Leia os capítulo 4 do livro Análise de sobrevivência: teoria e aplicações em saúde<sup>4</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup>Colosimo, E. A. e Giolo, S. R. **Análise de sobrevivência aplicada**, Blucher, 2006.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup>Carvalho, M. S., Andreozzi, V. L., Codeço, C. T., Campos, D. P., Barbosa, M. T. S. e Shimakura, E. S. **Análise de sobrevivência: teoria e aplicações em saúde**, 2ª ed. Editora Fiocruz, 2011.

#### Próxima aula

► Comparação de curvas de sobrevivência.

### Por hoje é só!

#### Bons estudos!

