

# EPI10 - Análise de Sobrevivência

## Comparação de funções 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, 2021



## Relembrando

## Estudo de Hepatite

- ▶ Um estudo clínico aleatorizado foi realizado para investigar o efeito da terapia com esteroide no tratamento de hepatite viral aguda.
- ▶ **Vinte e nove pacientes com esta doença** foram aleatorizados para receber um placebo ou o tratamento com esteroide.
- ▶ Cada paciente foi acompanhado por 16 semanas ou até o óbito (evento de interesse) ou até a perda de acompanhamento.

# Estudo de Hepatite

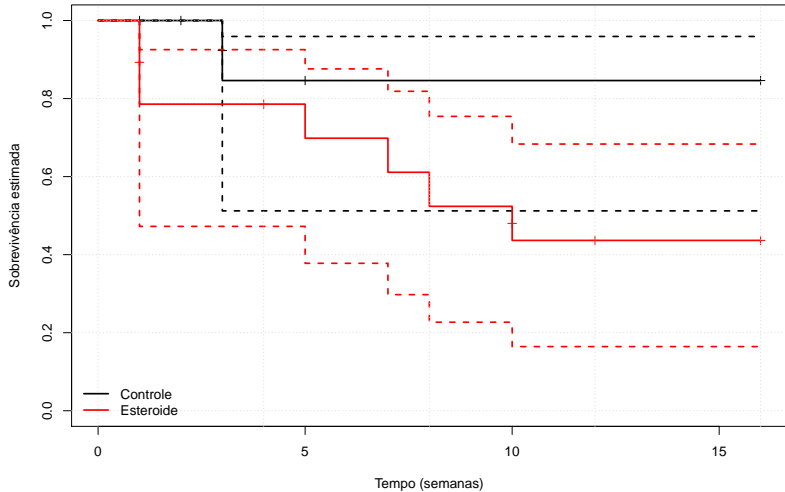
- ▶ Os tempos de sobrevivência observados, em semanas, para os dois grupos são apresentados na tabela a seguir (+ indica censura).

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

# Estudo de Hepatite

```
## Call: survfit(formula = Surv(time = tempo, event = cens) ~ grupo, data = df.  
##      conf.type = "log-log")  
##  
##              n events median 0.95LCL 0.95UCL  
## grupo=Controle  15      2    NA      NA      NA  
## grupo=Esteroides 14      7    10      1      NA
```

# Estudo de Hepatite



# Estudo de Hepatite

## Considerações

- ▶ Aparentemente, o grupo Esteróide apresenta uma sobrevivência menor que o grupo Controle.
  - ▶ O **tempo mediano de sobrevivência** para o grupo Esteróide é estimado em 10 semanas; para o grupo Controle, o tempo mediano de sobrevivência é maior que 16 semanas (último tempo de acompanhamento).
  - ▶ A probabilidade de um indivíduo do grupo Esteróide sobreviver a 12 semanas é estimada em 0,437 (IC 95% 0,164-0,683); no grupo Controle, esta probabilidade é estimada em 0,846 (IC 95% 0,512-0,959).
  - ▶ As curvas de sobrevivência dos dois grupos não atingem o valor zero; isto sempre ocorre quando o maior tempo observado na amostra é uma censura.

## Comparação de funções de sobrevivência



# Comparação de funções de sobrevivência

- ▶ **Pergunta:** as funções de sobrevivência do grupo Controle e Esteroide diferem?
- ▶ Em outras palavras, como podemos testar  $S_1(t) = S_2(t)$ .
  - ▶ Os intervalos de confiança construídos anteriormente {são pontuais}. Ou seja, para cada ponto  $t$  temos um intervalo de  $100(1 - \alpha)\%$  confiança para  $S(t)$ . Mas, este coeficiente de confiança não é garantido quando olhamos para a “curva toda”.
- ▶ O teste de *log-rank*<sup>1</sup> pode responder esta questão adequadamente.

---

<sup>1</sup>Mantel N. Evaluation of survival data and two new rank order statistics arising in its consideration. *Cancer Chemotherapy Reports*. 1966 Mar;50(3):163-70.

# Teste log-rank

- ▶ Sejam  $t_1 < t_2 < \dots < t_k$  os tempos de falha distintos da amostra formada pela combinação das duas amostras individuais (ou seja, os tempos de ocorrência dos eventos dos dois grupos combinados).
- ▶ Suponha que no tempo  $t_j$  acontecem  $d_j = d_{1j} + d_{2j}$  eventos e  $n_j = n_{1j} + n_{2j}$  indivíduos estão sob risco em um tempo imediatamente inferior a  $t_j$  na amostra combinada, em que  $d_{ij}$  e  $n_{ij}$  são o número de eventos e indivíduos em risco, respectivamente, na amostra  $i$ , para  $i = 1, 2$  (**1: Controle e 2: Esteroide, por exemplo**) e  $j = 1, \dots, k$ .

# Teste log-rank

- Em **cada tempo de ocorrência do evento**  $t_j$ , os dados podem ser organizados em uma tabela de contingência  $2 \times 2$  com  $d_{ij}$  eventos e  $n_{ij} - d_{ij}$  não eventos na **coluna  $i$**

	Grupo		
	1	2	
Evento	$d_{1j}$	$d_{2j}$	$d_j$
Não evento	$n_{1j} - d_{1j}$	$n_{2j} - d_{2j}$	$n_j - d_j$
	$n_{1j}$	$n_{2j}$	$n_j$

## Teste log-rank

- ▶ Da mesma forma que na análise de muitas tabelas  $2 \times 2$ , os indivíduos em risco são classificados nessas tabelas para responder à pergunta:
  - ▶ **o fator de risco (grupo de tratamento, ou exposição) está associado à sobrevivência?**
- ▶ Para tratar de forma eficaz esta questão com uma única medida de associação, a medida escolhida deve ser constante com respeito ao tempo de sobrevivência.
- ▶ Para criar um único resumo abrangente, os dados são estratificados pelo tempo de ocorrência do evento.
- ▶ Uma medida de risco não é influenciada pelo tempo de sobrevivência quando é calculada **dentro de cada estrato** (tabela) e combinada em todos os estratos para resumir a associação entre o fator de risco e o desfecho.

## Teste log-rank

- Retomando o exemplo do **estudo de hepatite**, o tempo do óbito  $t_1 = 1$ , gera a primeira tabela  $2 \times 2$ , em que

	Grupo		
	Controle	Esteróide	
Óbito	0	3	3
Sobreviveu	15	11	26
	15	14	29

## Teste log-rank

- Note que, condicional à experiência de falha e censura até o tempo  $t_j$  (fixando as marginais da coluna) e ao número de eventos no tempo  $t_j$  (fixando as marginais de linha), o valor observado  $d_{2j}$  é então, sob  $H_0$  (as variáveis Grupo e Desfecho são independentes), a realização de uma variável aleatória **hipergeométrica**,  $D_{2j}$ , com distribuição de probabilidade

$$\Pr(D_{2j} = d_{2j} | H_0) = \frac{\binom{n_{1j}}{d_{1j}} \binom{n_{2j}}{d_{2j}}}{\binom{n_j}{d_j}}, \quad \max(0, d_j - n_{1j}) \leq d_{2j} \leq \min(d_j, n_{2j}).$$

# Teste log-rank

- Sob  $H_0$ , é possível mostrar que a **média** e a **variância** de  $D_{2j}$  são, respectivamente

$$\bar{D}_{2j} = \frac{d_j \times n_{2j}}{n_j} \quad \text{e} \quad V(D_{2j}) = \frac{n_{1j} \times n_{2j} \times d_j \times (n_j - d_j)}{n_j^2 (n_j - 1)}.$$

- O valor  $\bar{D}_{2j}$  pode ser visto como o **número esperado de eventos no grupo tratamento** (ou exposto), sob a hipótese nula de independência entre tratamento e desfecho, em  $t_j$ .

## Teste log-rank

- ▶ Uma estatística de teste poderia considerar a comparação entre o número observado e esperado de eventos.
- ▶ Um teste para grandes amostras de  $H_0$  (as variáveis Grupo e Desfecho são independentes) envolve a estatística

$$Z = \frac{d_{2j} - \bar{D}_{2j}}{\sqrt{V(D_{2j})}} \underset{a}{\sim} N(0, 1),$$

ou, equivalentemente,

$$\chi^2 = Z^2 = \frac{(d_{2j} - \bar{D}_{2j})^2}{V(D_{2j})} \underset{a}{\sim} \chi^2(1).$$

- ▶ Esta estatística  $\chi^2$  é conhecido como a **estatística qui-quadro de Mantel-Haenszel**<sup>2</sup>.

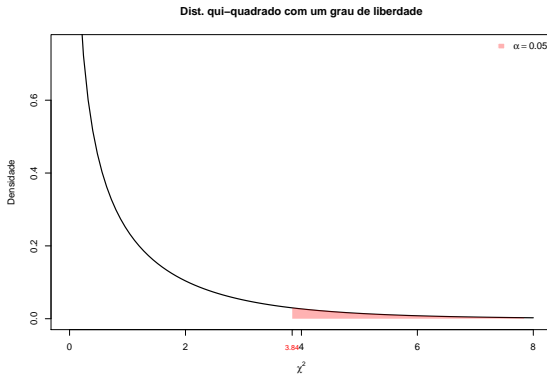
---

<sup>2</sup>Mantel N., Haenszel W. Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *J Natl Cancer Inst.* 1959 Apr;22(4):719-48.



# Teste log-rank

Lembrando



- Tabelas e *softwares* podem ser utilizados para avaliação da estatística de teste.

## Teste log-rank

Retornando ao exemplo do **estudo de hepatite** no tempo do óbito  $t_1$ , temos

- ▶ Número observado de óbitos no grupo Esteroide:  $d_{21} = 3$ ;
- ▶ Número esperado de óbitos no grupo Esteroide (sob  $H_0$ ):  
 $\frac{d_1 \times n_{21}}{n_1} = (3 \times 14)/29 \approx 1.45$ .

## Teste log-rank

- ▶ O tempo do óbito  $t_2 = 3$ , gera uma segunda tabela  $2 \times 2$ , em que

	Grupo		
	Controle	Esteróide	
Óbito	2	0	2
Sobreviveu	11	10	21
	13	10	23

- ▶ Número observado de óbitos no grupo Esteróide:  $d_{22} = 0$ ;
- ▶ Número esperado de óbitos no grupo Esteróide (sob  $H_0$ ):  
 $\frac{d_2 \times n_{22}}{n_2} = (2 \times 10)/23 \approx 0.87$ .

## Teste log-rank

Considerando os  $k$  tempos distintos de falha, poderíamos organizar os dados referentes as  $k$  tabelas  $2 \times 2$  na seguinte tabela

$t_j$	$n_j$	$d_j$	$n_{1j}$	$d_{1j}$	$n_{2j}$	$d_{2j}$	$\bar{D}_{2j}$	$d_{2j} - \bar{D}_{2j}$	$V(D_{2j})$
1	29	3	15	0	14	3	1,448	1,552	0,696
3	23	2	13	2	10	0	0,870	-0,870	0,469
5	19	1	10	0	9	1	0,474	0,526	0,249
7	16	1	8	0	8	1	0,500	0,500	0,250
8	15	1	8	0	7	1	0,467	0,533	0,249
10	14	1	8	0	6	1	0,429	0,571	0,245
Total	-	9	-	2	-	7	4,187	2,813	2,158

# Teste log-rank

## Teste log-rank

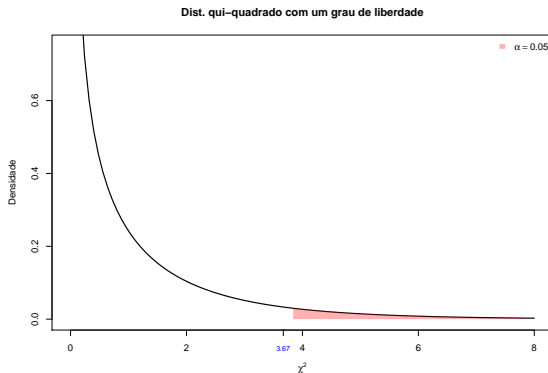
- ▶ Se as  $k$  tabelas de contingência forem independentes, um teste aproximado para a igualdade das duas funções de sobrevivência pode ser baseado na estatística

$$\chi^2_{LR} = \frac{[\sum_{j=1}^k (d_{2j} - \bar{D}_{2j})]^2}{\sum_{j=1}^k V(D_{2j})}$$

- ▶ Sob a hipótese nula  $H_0 : S_1(t) = S_2(t)$  para todo o  $t$ , em grandes amostras, tem uma **distribuição aproximada qui-quadrado com 1 grau de liberdade**.

## Teste log-rank

- Em nosso exemplo,  $\chi^2_{LR} = (2,813)^2 / 2,158 \approx 3,67$ .



- O valor desta estatística corresponde ao valor  $p = \Pr(\chi^2_{LR} \geq 3,67) \approx 0,0555$ .

# Código R

```
survdif(Surv(time = tempo, event = cens) ~ grupo,
        data = df.hep)
```

```
## Call:
## survdiff(formula = Surv(time = tempo, event = cens) ~ grupo,
##          data = df.hep)
##
##              N Observed Expected (O-E)^2/E (O-E)^2/V
## grupo=Controle 15         2      4.81      1.64      3.67
## grupo=Esteriode 14         7      4.19      1.89      3.67
##
## Chisq= 3.7  on 1 degrees of freedom, p= 0.06
```

- ▶ Ao nível de 5% de significância não há evidências contra  $H_0$ .
  - ▶ Portanto, as curvas de sobrevivência dos grupos Controle e Esteriode podem ser iguais.

## Para casa

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

---

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

<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

- ▶ Teste log-rank: comparação de mais que dois grupos.
- ▶ Testes alternativos para a comparação de curvas de sobrevivência.

# Por hoje é só!

Bons estudos!

