EPI10 - Análise de Sobrevivência

Modelos de Cox estratificado e com covariáveis dependentes do tempo

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



└─ Introdução

- Algumas situações práticas envolvendo medidas longitudinais não são ajustadas adequadamente usando o modelo de Cox na sua forma original como apresentado nas últimas aulas.
- Existem covariáveis que são monitoradas durante o estudo, e seus valores podem mudar ao longo desse período.
 - Por exemplo, pacientes podem mudar de grupo durante o tratamento ou a dose de quimioterapia aplicada em pacientes com câncer pode sofrer alterações durante o curso do tratamento.

- Se estes valores forem incorporados na análise estatística, resultados mais precisos podem ser obtidos comparados àqueles em que utilizam somente as mesmas medidas registradas no início do estudo.
 - Em outros exemplos, a não inclusão destes valores pode acarretar sérios vícios.
- Este tipo de covariável é chamada de dependente do tempo e o modelo de Cox pode ser estendido para incorporar as informações longitudinais registradas para esta variável.

- Em outras situações a suposição de riscos proporcionais é violada e o modelo de Cox não é adequado.
- Modelos alternativos existem para enfrentar esta situação.
- Um deles é uma extensão do próprio modelo de Cox chamado de modelo de riscos proporcionais estratificado.
 - Neste caso supõe-se que os riscos proporcionais valem em cada estrato mas não valem entre estratos.

- Na aula 7 foram apresentadas técnicas estatísticas para avaliar a adequação do modelo de Cox.
- Essencialmente, estas técnicas avaliam a suposição de riscos proporcionais.
- O modelo

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp\{\beta_1 x_1 + \ldots + \beta_p x_p\}$$

não pode ser usado se esta suposição for violada.

- Nestes casos, uma solução para o problema é estratificar os dados de modo que a suposição seja valida em cada estrato.
- Por exemplo, os riscos podem não ser proporcionais entre homens e mulheres mas esta suposição pode valer no estrato formado somente por homens e naquele formado somente por mulheres.

- A análise estratificada consiste em dividir os dados de sobrevivência em m estratos, de acordo com uma indicação de violação da suposição.
- O modelo de riscos proporcionais é então expresso como

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_{0j}(t) \exp\{\beta_1 x_{1ij} + \ldots + \beta_p x_{pij}\}\$$

para $i=1,\ldots,m$ e $j=1,\ldots,n_j$, em que n_j é o número de observações no j-ésimo estrato.

As funções de base $\lambda_{01}(t), \ldots, \lambda_{0m}(t)$, são arbitrárias e completamente não relacionadas.

- A estratificação não cria nenhuma complicação na estimação do vetor de parâmetros β.
- Uma função de verossimilhança parcial, como a apresentada na aula 4, é construída para cada estrato e a estimação dos coeficientes de regressão β é baseada na soma dos logaritmos das funções de verossimilhança parciais:

$$\ell(\beta) = \ell_1(\beta) + \ldots + \ell_m(\beta),$$

em que $\ell_j(\beta) = \log[L_j(\beta)]$ obtida usando-se somente os dados dos indivíduos no j-ésimo estrato.

► As propriedades assintóticas dos estimadores são obtidas a partir doe estimadores do modelo não estratificado¹.

¹Colosimo, E. A. (1997). A note on the stratified proportional hazards model. *International Journal of Math. Statist. Sciences*, 6, 201-209.

- Note que o modelo de Cox estratificado assume que as covariáveis atuam de modo similar na função de risco de base de cada estrato.
 - ightharpoonup Ou seja, β é assumido ser comum para todos os estratos.
- Esta suposição pode ser testada, por exemplo, o teste da razão de verossimilhanças, cuja estatística de teste é dada, nesse caso, por:

$$TRV = -2\left[\ell(\widehat{\beta}) - \sum_{j=1}^{m} \ell_j(\widehat{\beta}_j)\right],$$

em que $\ell(\widehat{\beta})$ é o logaritmo da função de verossimilhança parcial sob o modelo que assume β 's comuns em cada estrato e $\sum_{j=1}^m \ell_j(\widehat{\beta}_j)$, o logaritmo da função de verossimilhança parcial sob o modelo que assume β 's distintos em cada estrato.

- Sob a hipótese nula e para grandes amostras, a estatística TRV segue uma distribuição qui-quadrado com (m-1)p graus de liberdade em que m é o número de estratos e p a dimensão do vetor β .
- O modelo estratificado deve ser usado somente caso realmente necessário.
 - Ou seja, quando a suposição de riscos proporcionais é violada no modelo de Cox usual.
- O uso desnecessário da estratificação acarreta em uma perda de eficiência das estimativas obtidas.

Estudo de Leucemia Pediátrica

- ▶ 103 crianças com leucemia pediátrica.
- O desfecho de interesse é o tempo a partir da remissão (ausência da doença) até a recidiva ou óbito (o que ocorrer primeiro).

Tabela 5.8: Descrição das covariáveis utilizadas no estudo sobre leucemia pediátrica.

Código	Descrição	Categorias
LEUINI	Número de leucócitos no sangue periférico	$0 \text{ se} \le 75000 \text{ leucócitos/mm}^3$
		$1 \text{ se} > 75000 \text{ leucócitos/mm}^3$
IDADE	Idade em meses	$0 \text{ se} \leq 96 \text{ meses}$
		1 se > 96 meses
ZPESO	Peso padronizado pela idade e sexo	$0 \text{ se} \leq -2 \text{ e } 1 \text{ se} > -2$
ZEST	Altura padronizada pela idade e sexo	$0 \text{ se} \leq -2 \text{ e } 1 \text{ se} > -2$
PAS	Porcentagem de linfoblastos medulares que reagiram	
	positivamente ao ácido periódico de Schiff	0 se $\leq 5\%$ e 1 se $>5\%$
VAC	Porcentagem de vacúolos no citoplasma	
	dos linfoblastos	$0~{\rm se} \leq 15\%$ e 1 se > 15%
RISK	Fator de risco obtido a partir de uma fórmula que	
	é função dos tamanhos do fígado e do baço e do	
	número de blastos	0 se $\leq 1{,}7\%$ e 1 se $>1{,}7\%$
R6	Remissão na sexta semana de tratamento	0 se não e 1 se sim

```
##
    leuini tempos cens idade zpeso zest pas vac risk r6
## 1
     380.0 1.760
                    1 60.52 -0.97 -0.48 0.1 5.7 1.58 1
## 2
     328.0 0.260
                    1 68.04 0.36 1.44 0.6 1.5 1.64
## 3
    84.7 0.129
                    1 159.93 -1.84 -2.17 0.6 20.4 1.26 1
## 4
    2.9 3.639
                      92.91 -1.06 -0.69 0.7 1.5 0.96 1
## 5
     400.0 4.331
                    0 156.98 -0.84 -0.82 13.7 1.0 1.32 1
## 6
      64.0 4.252
                    0 69.62 -0.20 -0.19 2.3 2.0 1.40 1
```

```
df.leucemia$idadec <- ifelse(df.leucemia$idade > 96,1,0)
df.leucemia$leuinic <- ifelse(df.leucemia$leuini > 75,1,0)
df.leucemia$zpesoc <- ifelse(df.leucemia$zpeso > -2,1,0)
df.leucemia$zestc <- ifelse(df.leucemia$zest > -2,1,0)
df.leucemia$pasc <- ifelse(df.leucemia$pas > 0.05,1,0)
df.leucemia$vacc <- ifelse(df.leucemia$vac > 15,1,0)
df.leucemia$pasc <- ifelse(df.leucemia$pas > 5,1,0)
df.leucemia$riskc <- ifelse(df.leucemia$risk > 1.7,1,0)
```

```
library(survival)
mod1 <- coxph(Surv(time = tempos, event = cens) ~ idadec +</pre>
              zpesoc + pasc + vacc + strata(leuinic),
             data = df.leucemia, method = "breslow")
summary(mod1)
## Call:
## coxph(formula = Surv(time = tempos, event = cens) ~ idadec +
##
      zpesoc + pasc + vacc + strata(leuinic), data = df.leucemia,
     method = "breslow")
##
##
##
    n= 103, number of events= 39
##
##
          coef exp(coef) se(coef) z Pr(>|z|)
## idadec 0.7993
                  2.2240 0.3836 2.084 0.03716 *
## pasc -1.2490 0.2868 0.4649 -2.686 0.00723 **
## vacc 1.3589 3.8920 0.4194 3.240 0.00119 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
##
##
        exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
           2.2240 0.4496 1.04874 4.7165
## idadec
## zpesoc 0.0899 11.1239 0.03238 0.2496
## pasc 0.2868 3.4868 0.11529 0.7134
## vacc
          3.8920 0.2569 1.71085 8.8538
##
## Concordance= 0.713 (se = 0.049)
## Likelihood ratio test= 28.67 on 4 df, p=9e-06
## Wald test
                    = 30.11 on 4 df.
                                     p=5e-06
## Score (logrank) test = 36.69 on 4 df,
                                     p=2e-07
```

TRV

```
zpesoc + pasc + vacc,
               data = df.leucemia, subset = leuinic == 0,
               method = "breslow")
mod21 <- coxph(Surv(time = tempos, event = cens) ~ idadec +</pre>
                zpesoc + pasc + vacc,
               data = df.leucemia, subset = leuinic == 1,
               method = "breslow")
TRV <- as.numeric(-2 * (logLik(mod1) - (logLik(mod20) + logLik(mod21))))
TRV
## [1] 5.37051
1 - pchisq(TRV, 4)
## [1] 0.2513484
cox.zph(mod1, transform = "identity")
```

mod20 <- coxph(Surv(time = tempos, event = cens) ~ idadec +</pre>

```
## chisq df p
## idadec 0.852963 1 0.356
## zpesoc 0.143580 1 0.705
## pasc 2.903555 1 0.088
## vacc 0.000494 1 0.982
## GLOBAL 4.249793 4 0.373
# plot(cox.zph(mod1))
```

Modelo de Cox com covariáveis dependentes do tempo

Modelo de Cox com covariáveis dependentes do tempo

- As covariáveis no modelo de Cox consideradas nas aulas 4-8, foram medidas no início do estudo ou na origem do tempo.
- Entretanto, existem covariáveis que são monitoradas durante o estudo e seus valores podem mudar ao longo do período de acompanhamento.

Estudo de transplante de coração

- ► Um estudo bastante analisado na literatura é o do programa de transplante de coração de Stanford (Crowley e Hu, 1977).
- Neste estudo os pacientes eram aceitos no programa quando se tornavam candidatos a um transplante de coração.
- Quando surgia um doador, os médicos escolhiam, de acordo com alguns critérios, o candidato que iria receber o coração.
- ▶ Alguns pacientes morreram sem receber o transplante.
- A forma de alocação estava fortemente viciada na direção daqueles pacientes com maior tempo de sobrevivência pois somente estes pacientes viveram o suficiente para receber o (transplante de) coração.
- O uso de uma covariável assumindo o valor zero para aqueles esperando o transplante e um para aqueles com coração novo, serve para minimizar esse vício e ela muda de valor assim que o transplante é realizado e é, portanto, dependente do tempo.

Exemplos:

- Medidas clínicas que são aferidas diversas vezes no mesmo indivíduo:
 - ► IMC, pressão arterial, etc;

intervalo	IMC	status
(em anos)	$({\rm kg/m^2})$	
(0,5]	21,7	0
(5,8]	23,7	0
(8,12]	26,9	0
(12,18]	$30,\!4$	0
(18,25]	$32,\!6$	0
(25,28]	$35,\!8$	1

- ▶ Alteração de alguma condição clínica ou socioeconômica:
 - entrada no climatério;
 - promoção no emprego;
 - mudança de endereço/vizinhança.

- Realização de algum procedimento ou mudança de tratamento durante o período de observação:
 - início de hemodiálise em pacientes com doença renal.

paciente	intervalo	hemodiálise	status
1	(0,30]	0	0
1	(30,90]	1	1
2	(20,150]	0	0
2	(150,300]	1	0
3	(15,400]	0	1

- Temos ainda as situações em que se deseja estudar o efeito de múltiplas covariáveis mudando no tempo.
- Também nesses casos precisamos apenas construir um objeto/arquivo/banco de dados adequado para que as mudanças nas diversas combinações de atributos ao longo do tempo possam ser incorporadas corretamente no modelo de Cox.

► Tais variáveis, quando presentes em um estudo, podem ser incorporadas ao modelo de regressão de Cox, generalizando-o como:

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp\{\beta_1 x_1(t) + \ldots + \beta_\rho x_\rho(t)\}.$$

Definido desta forma, o modelo acima já não mais possui a propriedade de riscos proporcionais, pois a razão das funções de risco no tempo t para dois indivíduos i e j fica

$$\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_i(t)} = \exp\{x_i'(t)\beta - x_j'(t)\beta\},\,$$

que é dependente do tempo.

Estudos de Transplante de medula óssea

- ▶ Estes dados provêm de uma coorte de 96 pacientes submetidos a transplante de medula óssea (TMO) para tratamento de leucemia mieloide crônica, no período de junho de 1986 a junho de 1998, no Centro de Transplante de Medula Óssea do Instituto Nacional do Câncer (Cemo Inca).
- O acompanhamento dessa coorte possibilitou o estudo do efeito de fatores prognósticos para a ocorrência de doença do enxerto contra hospedeiro aguda e crônica, da sobrevivência livre de doença e da sobrevivência global.

Estudos de Transplante de medula óssea

Variável	Descrição
id	identificador do paciente
sexo	$1 = masculino, \dot{2} = feminino$
idade	idade na data do transplante (5 a 53 anos)
status	$0 = \text{censura}, 1 = \text{\'obito}$
os	data do óbito ou censura
plaq	recuperação de plaquetas: $0 = não$, $1 = sim$
tempplaq	dias até a recuperação de plaquetas
deag	doença enxerto aguda: $0 = n$ ão, $1 = sim$
tempdeag	dias até a ocorrência da doença enxerto aguda
decr	doença enxerto crônica: $0 = n$ ão, $1 = sim$
tempdecr	tempo até a ocorrência da doença enxerto crônica
fase	fase da doença na data do transplante: $1 = \text{crônica}$, $2 = \text{aguda}$, $3 = \text{crise blástica}$
recplaq	0= plaquetas não recuperadas, $1=$ recuperadas
fasegr	fase da doença na data do transplante agrupada: $CP1 = 1a$ crônica e $Other = outras$
inicio	data do transplante ou da mudança de covariável
fim	data de mudança de covariável ou do fim do estudo

- No estudo da sobrevivência de pacientes submetidos ao TMO consideramos, além das variáveis medidas somente no início do estudo, as que mudam ao longo do tempo, como:
 - a ocorrência de doença do enxerto contra o hospedeiro (DECH) em suas formas aguda (deag) e crônica (decr);
 - a recuperação no número de plaquetas a um nível acima de 20.000/mm³ ('recplaq").
- ► É necessário construir um banco de dados comtemplando o momento de mudança de cada uma dessas três características.

```
##
      id sexo idade status inicio fim deag decr recplaq fasegr
## 1
        1
             2
                   31
                            0
                                    0
                                          9
                                                                    CP1
## 2
             2
                   31
                                    9 1000
                                                                    CP1
        1
## 3
                   38
                                        28
                                                                    CP1
        2
             2
                                        39
## 4
                   38
                                   28
                                                     0
                                                                    CP1
## 5
                   23
                                        27
                                                                    CP1
## 6
                   23
                                   27
                                        36
                                                                    CP1
                            0
## 7
        3
             1
                   23
                            0
                                   36
                                       268
                                                     0
                                                                    CP1
## 8
        3
                   23
                                  268
                                       434
                                                                    CP1
                                                               1
## 9
        4
                    5
                            0
                                        24
                                                                    CP1
                                    0
                                                              0
## 10
                                        69
                                                                    CP1
                                   24
## 11
        5
                   15
                            0
                                        22
                                                     0
                                                                    CP1
                                    0
                                                              0
        5
             2
                                   22
                                        83
                                                                    CP1
## 12
                   15
                                                     0
                                                              0
             2
                   15
                                   83
                                                                    CP1
## 13
        5
                            0
                                       446
                                                     0
                                                              1
## 14
        5
                   15
                                  446
                                       672
                                                                    CP1
```

Observamos que cinco pacientes constituem 14 linhas de registro no banco de dados.

- ▶ Paciente número 1 (2 linhas):
 - recuperou as plaquetas > 20.000/mm³;
 - não apresentou DECH aguda ou crônica;
 - não faleceu até o fim do acompanhamento.
- Paciente número 3 (4 linhas):
 - recuperou as plaquetas > 20.000/mm³ (dia 27);
 - apresentou DECH aguda (dia 36);
 - apresentou DECH crônica (dia 268);
 - faleceu no dia 434.

- Observe que nos tempos (inicio e fim), a variável indicadora de censura (status) e as variáveis que sofrem alteração ao longo do estudo mudam de uma linha para outra (deag, decr e recplaq);
- Os valores das variáveis medidas no início do estudo (idade e fasegr) são repetidos em todas as linhas referentes a um mesmo indivíduo.

O tempo até a ocorrência do evento pode ser representado da seguinte forma:

```
paciente 1 (0.9+] (9.1000+]
paciente 2 (0.28+]
                     (28,39]
paciente 3 (0.27+] (27.36+] (36.268+] (268.434]
paciente 4 (0.24+]
                     (24,69]
paciente 5 (0,22+) (22,83+) (83,446+) (446,672)
```

- Uma preocupação que pode surgir nesse caso (em que múltiplas linhas referem-se a um mesmo paciente) é que estas são correlacionadas e, portanto, os procedimentos usuais de estimação e inferência sobre parâmetros do modelo não poderiam ser utilizados.
- No entanto, como os intervalos de tempo definidos nas diferentes linhas de cada paciente são disjuntos, os resultados do modelo ajustado são inteiramente válidos.

- Isso porque o cálculo da verossimilhança parcial, que envolve a soma das observações de indivíduos sob risco num dado momento em que ocorre um evento, utilizará no máximo uma observação de cada paciente em qualquer momento.
- Ou seja, a soma ainda é feita sobre um conjunto de observações independentes.

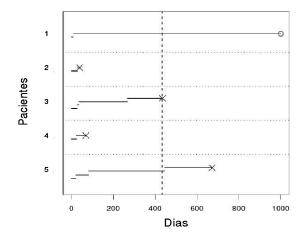


Fig. 8.1 Sample of six patients from the Stanford heart transplant data set. In this plot, death is denoted by an "X", and the time of transplant (for Patients 10, 28, and 95) by a *solid dot*. In the plot on the right, the timelines of patients who received a transplant are split into pre- and post-transplant components

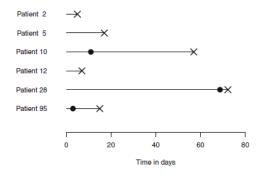
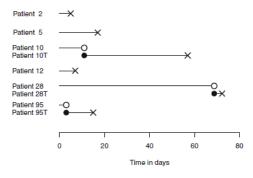


Fig. 8.2 Plot of sample of heart transplant patients in start-stop counting process format



- A construção de bancos de dados com múltiplas linhas por indivíduo é simples quando o número de covariáveis variando no tempo é pequeno;
 - mas pode tornar-se bastante complexa e sujeita a erros à medida que o número de covariáveis aumenta.
- ► Ver criabanco.pdf e tmerge.pdf (Moodle).

Retornando ao exemplo.

```
library(survival)
mod1 <- coxph(
 Surv(time = inicio, time2 = fim , event = status) ~ idade +
   sexo + fasegr + deag + decr + recplaq,
 data = df.tmo, method = "breslow")
summary(mod1)
## Call:
## coxph(formula = Surv(time = inicio, time2 = fim, event = status) ~
##
      idade + sexo + fasegr + deag + decr + recplag, data = df.tmo,
      method = "breslow")
##
##
    n= 259, number of events= 53
##
##
                    coef exp(coef) se(coef) z Pr(>|z|)
##
## idade -0.02069 0.97952 0.01402 -1.475 0.140128
## sexofeminino -0.17604 0.83859 0.30934 -0.569 0.569306
## fasegrOther 0.92768 2.52864 0.31082 2.985 0.002839 **
           1.05480 2.87139 0.29171 3.616 0.000299 ***
## deagsim
## decrsim
                 0.43741 1.54868 0.38586 1.134 0.256970
```

```
## recplagnao rec 1.96214 7.11456 0.46714 4.200 2.67e-05 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
               exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
## idade
                  0.9795
                            1.0209
                                     0.9530
                                               1,007
## sexofeminino
                  0.8386 1.1925 0.4573
                                              1.538
## fasegrOther
                  2.5286 0.3955 1.3750
                                              4.650
## deagsim
                  2.8714 0.3483 1.6210
                                              5.086
## decrsim
               1.5487 0.6457 0.7270
                                               3.299
## recplagnao rec 7.1146 0.1406
                                     2.8478
                                              17,774
##
## Concordance= 0.752 (se = 0.032)
## Likelihood ratio test= 50.32 on 6 df,
                                       p = 4e - 09
                     = 44.36 on 6 df.
                                       p = 6e - 08
## Wald test
## Score (logrank) test = 57.04 on 6 df,
                                       p = 2e - 10
```

- A interpretação dos coeficientes do modelo de Cox estendido é feita da mesma forma que nos modelos semiparamétricos usuais em que a exponencial do coeficiente estima a razão de riscos (hazard ratio).
- No exemplo da TMO, através do teste de Wald, temos que idade, sexo, decr não têm efeito significativo, mas a fase da doença (fasegr), a presença de doença de enxerto aguda (deag) e a recuperação no número de plaquetas (reqplaq) são significativas.

- O risco aumenta 2,5 e 2,8 vezes, respectivamente, para quem fez o transplante fora da primeira fase crônica da doença e para quem apresentou doença do enxerto aguda.
- Quem não recuperou o número de plaquetas, apresenta risco de óbito sete vezes maior.

Próxima aula

- ► Eventos (riscos) concorrentes (competitivos).
- Análise de sobrevivência multivariada (modelos de fragilidade).

Por hoje é só!

Bons estudos!

