生存分析作业1

罗震林

1 准备

包

```
rm(list=ls()) # 清楚当前环境对象
library(survival)
library(survminer) # 生存曲线图包
library(muhaz) # 风险函数包
```

这里共需要 survival, survminer, muhaz 三个包, 其中

- 1. survival 是生存分析常用包,包含创建生存对象等生存分析常用函数
- 2. survminer 是基于 ggplot 的画图包,包含对 survival 中一些函数返回结果进行画图的函数,比直接作图 更加美观
- 3. muhaz 包中则含有 kphaz() 函数,可以用来计算 Kaplan-Meier 类型的风险函数
- 读取数据

```
actg <- read.table("ACTG175(speff2trial).txt", header = TRUE, sep=",")</pre>
```

ACTG175 数据集共有 2139 个样本, 27 个变量, 在本报告中, 会使用到 cens, days, arm 和 age 四个变量

变量	含义
days	事件第一次发生的天数
cens	1,事件发生;0,数据有删失
age	研究时的受访者年龄
arm	根据使用药物分组

• 创建生存对象

```
obj_surv <-Surv(actg$days, actg$cens==1) # 创建生存对象
obj_surv[1:10]
```

[1] 948+ 1002 961+ 1166+ 1090+ 1181+ 794 957+ 198 188

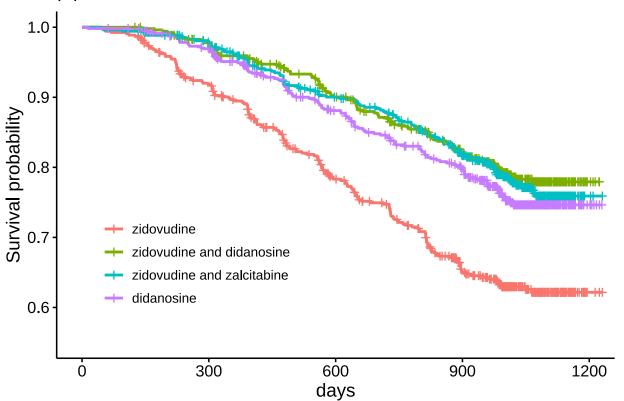
2 PLOT 2

创建的生存对象 obj_surv,后面会用于做为模型中的响应变量。以前 10 个数据为例,带 + 号表示数据有删失。

2 Plot

2.1 Survival Curve Plot

图1 Survival Curve Plot



2 PLOT 3

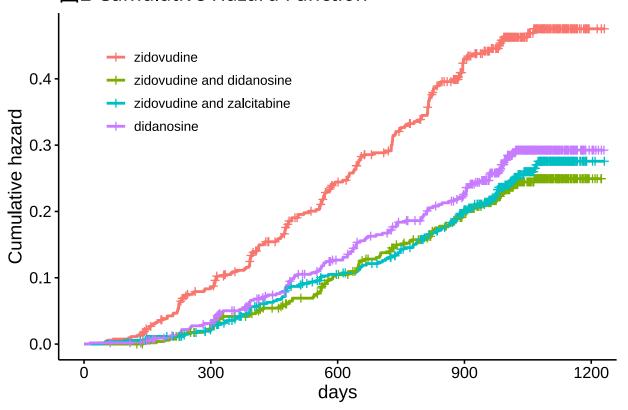
从图 1 可以看出:

- 1. 其它 3 组都比单独使用 zidovudine 的组生存概率高,说明其它 3 种疗法更为有效
- 2. 单独使用 didanosine 组的生存概率虽较单独使用 zidovudine 组高, 但仍比另外两组混合治疗方法的生存概率低

3. 在前期, zidovudine+didanosine 组与 zidovudine+zalcitabine 组的生存概率十分接近,但是在后期,则是 zidovudine+didanosine 组的生存概率更高

2.2 Cumulative Hazard Function

图2 Cumulative Hazard Function



2 PLOT 4

这里绘制的累积风险函数采用 Nelson-Aalen 估计,由在 survfit()中的 ctype = 1 参数来确定。

从图 2 可以看出:

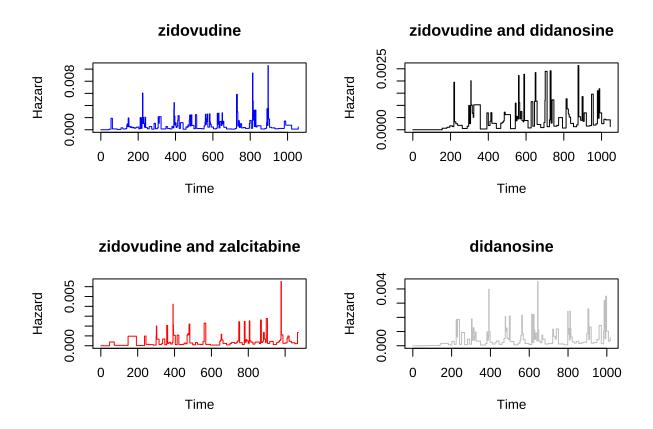
- 1. 其它 3 组的累积风险都比单独使用 zidovudine 组低,说明其它 3 种疗法更为有效
- 2. 单独使用 didanosine 组的累积风险虽较单独使用 zidovudine 组低, 但仍比另外两组混合治疗方法的累积风险高
- 3. 在前期, zidovudine+didanosine 组与 zidovudine+zalcitabine 组的累积风险十分接近,但是在后期,则是 zidovudine+didanosine 组的累积风险更低

综上,图 2 和图 1 得出的结论相同,基本上可以说明 zidovudine+didanosine 组是四种方法中疗效最好的

2.3 Hazard Function

```
# 划分数据集
zio <- subset(actg,arms==0)</pre>
zio_did <- subset(actg, arms==1)</pre>
zio_zal <- subset(actg, arms==2)</pre>
did <- subset(actg, arms==3)</pre>
# 拟合
haz1 <- kphaz.fit(zio$days, zio$cens, method = "product-limit")</pre>
haz2 <- kphaz.fit(zio_did$days, zio_did$cens,method = "product-limit" )</pre>
haz3 <- kphaz.fit(zio_zal$days, zio_zal$cens, method = "product-limit")</pre>
haz4 <- kphaz.fit(did$days, did$cens, method = "product-limit")</pre>
#作图
par(mfrow=c(2,2))
kphaz.plot(haz1, col = "blue", main = "zidovudine")
kphaz.plot(haz2, main ="zidovudine and didanosine")
kphaz.plot(haz3, main ="zidovudine and zalcitabine", col = "red")
kphaz.plot(haz4, main ="didanosine", col = "grey")
```

3 LOG-RANK TEST 5



这里使用 muhaz 包中的函数 kphaz.fit() 和 kphaz.plot() 进行拟合和画图,采用的非参数方法是 Kaplan-Meier 估计。

可以看出:

- 1. zidovudine 组的风险是最高的,且明显高于其它3组
- 2. didanosine 组的风险比 zidovudine 组低,平均风险比其它两组要稍高
- 3. zidovudine+didanosine 组与 zidovudine+zalcitabine 组的风险十分接近,但是 zidovudine+didanosine 组的风险存在几处偏高的极端值,所以 zidovudine+didanosine 组更加不稳定

结合生存函数和累积风险函数,可以进一步判断 zidovudine+didanosine 组治疗效果是最好的, zidovudine+zalcitabine 组次之, didanosine 组也会好于 zidovudine 组。但是,这些数据并没有控制其它变量,可能会导致对某一特定人群治疗效果与结论存在差异,所以需进一步控制想研究的变量来分析

3 Log-rank Test

3.1 未分层

• 假设

3 LOG-RANK TEST 6

我们想检验假设

 $H_0:$ 所有生存曲线相同 vs $H_1:$ 至少有两组生存曲线不同

* 计算统计量和 p 值

```
#log-rank test
lrt <- survdiff(obj_surv ~ actg$arms)</pre>
lrt
## Call:
## survdiff(formula = obj_surv ~ actg$arms)
##
                 N Observed Expected (0-E)^2/E (0-E)^2/V
##
## actg$arms=0 532
                         181
                                  116
                                         37.030
                                                     47.67
## actg$arms=1 522
                        103
                                  134
                                          6.988
                                                      9.40
## actg$arms=2 524
                        109
                                  132
                                          4.158
                                                      5.58
## actg$arms=3 561
                        128
                                  139
                                          0.933
                                                     1.27
##
   Chisq= 49.2 on 3 degrees of freedom, p= 1e-10
#log-rank test age
actg$age_d <- 0 # 创建新列
actg[which(actg$age <= 25),]$age_d=1</pre>
                                                 #数据分层
actg[which(actg$age > 25 & actg$age <= 55),]$age_d = 2</pre>
actg[which(actg$age > 55),]$age_d = 3
```

统计量 $X^2 = 49.2$ 在原假设下服从自由度为 3 的卡方分布,并且可以得到 p = 1e - 10 < 0.01

结论

在显著性水平大于 0.01 的情况下,都可以拒绝原假设,认为四组的生存曲线是不同的

3.2 根据 age 分层

• 数据预处理

将变量 age 的数据以 <=25, 25~55, >55 的标准分为三组, 分别标记为 1, 2, 3, 储存在 stra age 的新变量中

```
actg$stra_age <- 0 # 创建新列
actg[which(actg$age <= 25),]$stra_age=1
actg[which(actg$age > 25 & actg$age <= 55),]$stra_age = 2
actg[which(actg$age > 55),]$stra_age = 3
```

• 假设

3 LOG-RANK TEST 7

这里想检验的假设同上:

 H_0 : 所有生存曲线相同 vs H_1 : 至少有两组生存曲线不同

• 计算统计量和 p 值

```
lrt_st <- survdiff(obj_surv ~ arms + strata(stra_age), data = actg)
lrt_st</pre>
```

```
## Call:
## survdiff(formula = obj_surv ~ arms + strata(stra_age), data = actg)
##
           N Observed Expected (0-E)^2/E (0-E)^2/V
##
## arms=0 532
                  181
                           115
                                   37.29
                                             48.01
## arms=1 522
                  103
                           134
                                    7.08
                                              9.53
## arms=2 524
                109
                                    4.23
                           133
                                              5.69
## arms=3 561
                128
                           139
                                    0.89
                                             1.22
##
```

Chisq= 49.6 on 3 degrees of freedom, p= 1e-10

统计量 $X^2 = 49.6$ 在原假设下服从自由度为 3 的卡方分布,并且可以得到 p = 1e - 10 < 0.01。

结论

在显著性水平大于 0.01 的情况下,都可以拒绝原假设,认为四组的生存曲线是不同的。注意这里统计量比未根据年龄分层时的统计量更大,从而计算的 p 值会更小,所以更能拒绝原假设。总而言之,分层和未分层的检验结果几乎一样,相差不大