Trabalho de dados Binários

Acidentes de carro

Laís Hoffmam, Simone Matsubara, Yasmin Fernandes, Willian Meira

2020-09-14

'''{r, include=FALSE} library(lattice) library(readxl) library(readr) library(tidyverse) library(MASS) library(DAAG) library(gridExtra) library(corrplot) library(carData) library(car) library(statmod) library(effects) library(ROCR) library(hnp) library(faraway) library(ggplot2) '''

1. Base de Dados

1.1 Descrição dos dados

Os dados foram retirados do pacote "DAAG", sendo dados dos EUA, entre 1997-2002, de acidentes de carro relatados pela polícia nos quais há um evento prejudicial (pessoas ou propriedade) e do qual pelo menos um veículo foi rebocado. Os dados são restritos aos ocupantes do banco da frente, incluem apenas um subconjunto das variáveis registradas e são restritos de outras maneiras também.

A base original possui uma base de dados com 26.217 observações nas 15 variáveis a seguir.

- 1 veloc: velocidades estimadas do impacto do acidente: 1-9km/h, 10-24, 25-39, 40-54, 55+
- 2 pesos: Pesos de observação
- 3 sobrev: Classificação se sobreviveu ao acidente: 1 = sobreviveu ou 0 = morreu
- 4 airbag: Se o carro possui airbag: com ou sem airbag
- 5 cinto: uso do cinto de segurança: com ou sem cinto
- 6 frontal: impacto do acidente: 0 = não frontal, 1 = impacto frontal
- 7 sexo: Sexo: 0 = Feminino ou 1 = Masculino
- 8 idade: Idade dos ocupantes do veículo
- 9 anoaci: Ano do acidente (1997-2002)
- 10 *anovei*: Ano do veículo (1953-2003)
- 11 airbagcat: Se Airbags foram acionados: deploy, nodeploy, unavail
- 12 ocupantes: Posição do airbag acionado: driver, pass
- 13 abfunc: Airbag acionados: 0: Se não possuia airbag ou não foi acionado, 1: Um ou mais airbags foram acionados
- 14 grav: Gravidade do acidente: 0:none, 1 = Possível Lesão, 2:no incapacity, 3:incapacity, 4:killed; 5:unknown, 6:prior death
- 15 numcaso: Número do caso.

O escopo da análise tem como variável respota a sobrevivencia após o acidente e ás demais variáveis serão as covariáveis explicativas.

Antes da analise começar foi verificado que algumas das variáveis presentes na base são irrelevantes para o modelo.

As variáveis são: anoaci: ano do acidente anovei: ano do veiculo peso das observações: sem descrição airbagcat e abfunc: pois ja temos na base numcaso: id grav

2 Análise Descritiva

- 2.1 Medidas de Resumo
- {r} names(dados)<-c('veloc', 'sobrev', 'cinto', 'frontal', 'sexo', 'idade', 'ocupantes', 'airbag') summary(dados)

Nota-se na varável velocidade uma frequência maior de acidentes na faixa de 25-39 milhas. A maioria estava com cinto de segurança e os acidentes foram a maioria frontais.

2.3 Histogramas {r} x11() par(mfrow = c(1,3)) barplot(table(dados sobrev, dados cinto), beside=T, las = 1, xlab = 'Cinto', ylab = 'Frequência', legend = c('Não', 'Sim')) barplot(table(dados sobrev, dados frontal), beside=T, las = 1, xlab = 'Frontal', ylab = 'Frequência', legend = c('Não', 'Sim')) barplot(table(dados sobrev, dados sexo), beside=T, las = 1, xlab = 'Sexo', ylab = 'Frequência', legend = c('Não', 'Sim'))

3. Ajuste do Modelo de Regressão

##3.1 Ligação Logito

Vamos ajustar um Modelo Linear Generalizado Binomial com função de ligação Logito. A expressão do modelo é dada por:

$$ln(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}) = \beta_0 + \beta_1 Veloc_i + \beta_2 Sobrev_i + \beta_4 Cinto_i + \beta_5 Frontal_i + \beta_6 Sexo_i + \beta_7 Idade_i + \beta_8 Ocupantes_i + \beta_9 airbag_i$$

No R, o modelo é declarado da seguinte forma:

{r} ajuste1 <- glm(sobrev ~ .,family=binomial(link='logit'),data = dados)

##3.2 Ligação Probito

Vamos ajustar um Modelo Linear Generalizado Binomial com função de ligação Probito. A expressão do modelo é dada por:

$$\phi^{-1}(\pi_i) = \beta_0 + \beta_1 Veloc_i + \beta_4 Cinto_i + \beta_5 Frontal_i + \beta_6 Sexo_i + \beta_7 Idade_i + \beta_8 Ocupantes_i + \beta_9 airbag_i$$

No R, o modelo é declarado da seguinte forma:

{r} ajuste2 <- glm(sobrev ~ .,family=binomial(link = 'probit'),data = dados)

##3.3 Ligação Complemento log-log

Vamos ajustar um Modelo Linear Generalizado Binomial com função de ligação Complemento Log Log. A expressão do modelo é dada por:

 $ln[-ln(1-\pi_i)] = \beta_0 + \beta_1 Veloc_i + \beta_4 Cinto_i + \beta_5 Frontal_i + \beta_6 Sexo_i + \beta_7 Idade_i + \beta_8 Ocupantes_i + \beta_9 airbag_i + \beta_8 Cinto_i +$

No R, o modelo é declarado da seguinte forma:

{r} ajuste3 <- glm(sobrev ~ .,family=binomial(link='cloglog'),data = dados)

##3.4 Ligação Cauchy

Vamos ajustar um Modelo Linear Generalizado Binomial com função de ligação Cauchy. A expressão do modelo é dada por:

 $tan[\pi_i(\mu_i - 0, 5)] = \beta_0 + \beta_1 Veloc_i + \beta_4 Cinto_i + \beta_5 Frontal_i + \beta_6 Sexo_i + \beta_7 Idade_i + \beta_8 Ocupantes_i + \beta_9 airbag_i$

No R, o modelo é declarado da seguinte forma:

```
{r} ajuste4 <- glm(sobrev ~ .,family=binomial(link='cauchit'),data = dados)
```

4. Escolha do Modelo

O critério de informação AIC pode também ser utilizado, porém o AIC penaliza o número de parâmetros do modelo. Como os modelos tem o mesmo número de parâmetros, o critério aponta para a mesma direção da verossimilhança pois todos são penalizados da mesma forma.

```
{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"} selec <- data.frame(ajuste=c('logito', 'probito', 'cloglog', 'cauchy'), aic=c(AIC(ajuste1), AIC(ajuste2), AIC(ajuste3), AIC(ajuste4)), logLik=c(logLik(ajuste1),logLik(ajuste2),logLik(aselec
```

O modelo que apresentou menor AIC e maior verossimilhança foi o modelo Binomial com função de ligação Cauchy.

5. Análise do Modelo Ajustado Selecionado

```
##5.1 Resumo do Modelo
{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"} summary(ajuste4)
##5.2 Reajuste do Modelo
Como próximo passo será usado o algoritmo stepwise para seleção de variáveis do modelo.
O novo modelo fica da seguinte forma:
{r, echo=TRUE, eval=TRUE, results="hide"} ajuste4.1 <- step(ajuste4, direction = "both")
{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"}
summary(ajuste4)
{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"}
summary(ajuste4.1)
Vamos testar a seguinte hipotese: H_0: modelos não diferem H_1: modelos diferem
{r} anova(ajuste4, ajuste4.1, test = 'Chisq') summary(ajuste4.1)
P-valor é de 0.26 os modelos não diferem ou seja airbag pode ser retirado do modelo
O modelo final ficou da seguinte forma:
\$\tan[\pi\_i(\mu\_i-0,5)] = \beta\_0 + \beta\_1 Veloc\_i + \beta\_4 Cinto\_i + \beta\_5 Frontal\_i + \beta\_6 Sexo\_i + \beta\_7 Idade\_i + \beta\_7 I
β_8Ocupantes_i$##5.3 Análise de Resíduos
{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"}
par(mfrow=c(2,2)) plot(ajuste4.1, 1:4) sq par(mfrow=c(2,2)) plot(ajuste4, 1:4)
5.4 Medidas de Influencia
{r} influenceIndexPlot(ajuste4.1, vars=c("Cook"), main="Distância de Cook")
{r} influenceIndexPlot(ajuste4.1, vars=c("Studentized"), main="Resíduos Padronizados")
5.5 Resíduos Quantílicos Aleatoriazados
##5.6 Gráfico Normal de Probabilidades com Envelope Simulado
```

Lineu O gráfico de resíduos simulados permite verificar a adequação do modelo ajustado mesmo que os resíduos não tenham uma aproximação adequada com a distribuição Normal. Neste tipo de gráfico esperase, para um modelo bem ajustado, os pontos (resíduos) dispersos aleatoriamente entre os limites do envelope.

Deve-se ficar atento à presença de pontos fora dos limites do envelope ou ainda a pontos dentro dos limites porém apresentando padrões sistemáticos.

Vamos utilizar a função envelope implementada pelo professor Cesar Augusto Taconeli:

 $\{r,\ echo=FALSE,\ eval=TRUE,\ results="hide"\}\ envSim <-\ function(model,\ data,\ nsim\ =\ 100) \{\ dados <-\ na.omit(data)\ n <-\ .subset2(model,\ "df.null")\ +\ 1\ resM <-\ matrix(0,\ nrow\ =\ n,\ ncol\ =\ nsim)\ sim <-\ simulate(model,\ nsim)\ for\ (i\ in\ 1:nsim) \{\ dados\$y <-\ .subset2(sim,\ i)\ mSim <-\ update(model,\ y \sim\ .,\ data\ =\ dados)\ resM[,i] <-\ sort.default(rstandard(mSim,\ type\ =\ 'deviance'),\ na.last\ =\ TRUE)\ \}\ qS\ <-\ apply(resM,\ 1\ ,\ quantile,\ c(0.025,\ 0.5,\ 0.975),\ na.rm\ =\ TRUE)\ qN\ <-\ qnorm((1:n-0.5)/n)\ plot(rep(qN,\ 2),\ c(qS[1,],\ qS[3,]),\ type\ =\ 'n',\ xlab\ =\ 'Percentil\ da\ N(0,1)',\ ylab\ =\ 'Resíduos\ Padronizados',\ main\ =\ 'Gráfico\ Normal\ de\ Probabilidades')\ lines(qN,\ qS[1,],\ type\ =\ 'l')\ lines(qN,\ qS[2,],\ type\ =\ 'l',\ lty\ =\ 2,\ col\ =\ 4)\ lines(qN,\ qS[3,],\ type\ =\ 'l')\ points(qN,\ sort.default(rstandard(model,\ type\ =\ 'deviance'),\ na.last\ =\ TRUE),\ pch\ =\ 16,\ cex\ =\ 0.75)\ \}$

```
envSim(model = ajuste 4.1, \, data = ajuste 4.1\$ data)
```

5.7 Gráficos de Efeitos

{r, echo=FALSE, eval=TRUE, results="hide"} plot(allEffects(ajuste4.1), type = 'response', main = ")

6. PREDIÇÃO

7. AVALIAÇÃO DO PODER PREDITIVO DO MODELO

Como temos uma base de tamanho razoável para fins preditivos, uma alternativa é separar a base em duas: uma para o ajuste do modelo, com 70% dos dados (com 477 observações) e outra para validação, com 30% (com 203 observações).

7.1 Divisão da Base de dados

 $\{r\}$ set.seed(1909) indices <- sample(1:680, size = 477) dadosajuste <- dados[indices,] dadosvalid <- dados[indices,]

7.2 Ponto de Corte

Como estamos modelando a probabilidade de tumor maligno, vamos estabelecer o ponto de corte 0.5, isso é, se a probabilidade estimada for maior que este valor o tumor será classificado como maligno. Vamos armazenar os valores preditos do modelo para os dados de validação:

{r} pred <- predict(ajuste4.1, newdata = dadosvalid, type = 'response') corte <- ifelse(pred > 0.5, 'maligno', 'benigno')

 $7.3\ Sensibilidade\ e\ Especificidade$

Para fazer uso dos dados de validação, dois conceitos são necessários: sensibilidade e especificidade.

Define-se por sensibilidade a capacidade do modelo de detectar tumores malignos, ou seja, de classificar como malignos os tumores que de fato o são .

Já a especificidade é a capacidade do modelo de detectar classificar como benignos tumores verdadeiramente benignos.

A sensibilidade é dada por

- $\{r\}\ sens <-\ dados[2,2]/sum(dados[,2])\ sens$
- 7.4 Curva ROC
- 7.5 Outra Alternativa de validação

8. REFERÊNCIAS