```
title: "Articulo 1"
author: "Beltran Ruiz Logan Daniel"
date: '2022-06-23'
output: html document
```{r setup, include=FALSE}
knitr::opts chunk$set(echo = TRUE)
##CREACION DE LAS VARIABLES
```{r}
library(faux)
dfa <- rnorm multi(n = 1000,
            \overline{mu} = c(67, 30, 30, 320),
            sd = c(2, 3, 5, 10),
            varnames = c('edad', 'dap', 'rto', 'clolA'),
            r = c(0.4, 0.6, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8))
dfa\thetahibrido \theta round(runif(n = 1000, min = 0, max = 1.2))
w <- 0.5 * dfa$clolA - 0.01 * dfa$dap - 0.6 * dfa$rto - 0.02 * dfa$edad
## SI ABORTO ES IGUAL A 1 Y NO ABORTO ES IGUAL A 0
Si = 1
dfa$abortos <- ifelse(w > 140, Si, No)
dfa
## Análisis univariado para CADA VARIABLE
```{r}
univariable edad <- glm(abortos ~ edad, family = binomial, data = dfa)
summary(univariable edad)
```{r}
univariable_dap <- glm(abortos ~ dap, family = binomial, data = dfa)</pre>
summary(univariable dap)
```{r}
univariable clolA <- glm(abortos ~ clolA, family = binomial, data = dfa)
summary(univariable clolA)
```{r}
univariable h <- glm(abortos ~ hibrido, family = binomial, data = dfa)
summary(univariable h)
univariable rto <- glm(abortos ~ rto, family = binomial, data = dfa)
summary(univariable rto)
```

```
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
model1 <- glm(abortos ~ edad + dap + hibrido + rto + clolA, family =</pre>
binomial, data = dfa)
summary(model1)
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
model2 <- glm(abortos ~ edad + dap + rto + clolA, family = binomial, data =</pre>
dfa) # Elimiando las variablse con el pvalue más alto, que seria el
estadisticamente mas insignificante
summary(model2)
##Se comparan los cambios en los coeficientes para cada variable restante
en el modelo2
##Delta beta
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
delta.coef \leftarrow abs((coef(model2)-coef(model1)[-c(4)])/coef(model1)[-c(4)])
round(delta.coef, 3)
##LOS CAMBIOS NO SON IMPORTANTES YA QUE NO SUPERAN EL 20%, LA VARIABLES NO
DEBIO SER ELIMINADAS
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
model3 <- glm(abortos ~ edad + rto + clolA, family = binomial, data = dfa)</pre>
# Eliminando la variable con el pvalue más alto
summary(model3)
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
delta.coef \leftarrow abs((coef(model3)-coef(model2)[-c(3)])/coef(model2)[-c(3)])
round(delta.coef, 3) # Este es el modelo que escogemos
##LOS CAMBIOS SON IMPORTANTES YA QUE SUPERAN EL 20%, LA VARIABLE NO DEBIO
SER ELIMINADA
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
model final <- qlm(abortos ~ edad + dap + rto + clolA, family = binomial,
data = dfa) # Elimiando la variable con el pvalue más alto
summary(model final)
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
##COMPARACION DE LOS MODELOS FINALES
library(lmtest)
lrtest(model1, model final)
```{r}
anova(model1, model final, test = 'Chisq')
```

. . .

```
```{r}
pred <- (model final$fitted.values)</pre>
scatter.smooth(dfa$edad, pred, cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$dap, pred, cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$clolA, pred, cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$rto, pred, cex = 0.5)
```{r}
##SUPONIENDO LA PROBABILIDAD DE ABORTO
par(mfrow = c(2,3))
z <- 0.22 * dfa$edad - 0.12 *dfa$clolA + dfa$dap -8 #Variable artificial
pr <- 1/(1+exp(-z)) # Probabilidad de aborto
scatter.smooth(dfa\$edad, log(pr/(1-pr)), cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$dap, log(pr/(1-pr)), cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$clolA, log(pr/(1-pr)), cex = 0.5)
scatter.smooth(dfa$rto, log(pr/(1-pr)), cex = 0.5)
```{r}
summary(model final)
hist(model final$fitted.values)
```{r}
edades <- cut(dfa$edad, breaks = 5)</pre>
tabla <- table(edades, dfa$abortos)</pre>
prop.table(tabla)
```{r}
length (dfa$edad)
```{r}
probabilidades <- model final$fitted.values</pre>
prob <- ifelse(probabilidades < 0.5, 1, 0)</pre>
table(prob, dfa$abortos)
```{r}
media e <- mean(dfa$edad)</pre>
colores <- ifelse(dfa$edad < media_e, 'blue', 'green')</pre>
plot(model_final$fitted.values, cex = (dfa$edad * 0.015), pch = 20, col =
colores)
abline(h = 0.5, cex = 1.2, col = 'red')
```{r}
media d <- mean(dfa$dap)</pre>
colores_d <- ifelse(dfa$dap < media_d, 'blue', 'green')</pre>
plot(model finalfitted.values, cex = (dfafitfalgar), pch = 19, col =
colores d)
abline(h = 0.5, cex = 1.2, col = 'red')
```{r}
media c \leftarrow mean(dfa\$clolA)
colores c <- ifelse(dfa$clolA < media c, 'blue', 'green')</pre>
```

```
plot(model final$fitted.values, cex = (dfa$clolA * 0.005), pch = 19, col =
colores c)
abline(h = 0.5, cex = 1.2, col = 'red')
Estudiando las interacciones del modelo
```{r}
model inter <- glm(abortos ~ edad + dap + clolA + edad:dap, family =
binomial, data = dfa)
summary(model inter)
```{r}
library(dplyr)
data <- dfa |>
 mutate(edad c = ifelse(edad > mean(edad), 'mayor', 'menor'),
 dap c = ifelse(dap < mean(dap), 'angosto', 'ancho'),</pre>
 cloA c = ifelse(clolA < mean(clolA), 'baja', 'alta'))</pre>
print('edad abortos')
edad abortos <- table(data$edad c, data$abortos); edad abortos
print('dap abortos')
dap abortos <- table(data$dap c, data$abortos);dap abortos</pre>
print('cloA abortos')
cloa abortos <- table(data$cloA c, data$abortos);cloa abortos</pre>
probabilidades cercanas a 1 es más probabilidad de supervivencia
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
mean(dfa$cloA)
library(lmtest)
lrtest(model final, model1)
```{r}
anova(model final, model2, test = 'Chisq')
```{r}
model inter2=glm(abortos ~edad + dap + clolA , family = binomial, data =
dfa)
summary(model inter2)
lrtest(model inter, model_inter2)
## Se toma el modelo mas sencillo
## SE EXTRAEN LAS PREDICCIONES DE LOS ABORTOS
```{r, warning = FALSE, message=FALSE}
rta= model inter2$fitted.values
prop ab <- rta*100</pre>
cat edad <- cut(dfa$edad,breaks = 4)</pre>
cat clolA <- cut(dfa$clolA,breaks=4)</pre>
```

```
data 2 <- data.frame(cat edad, cat clolA, prop ab)</pre>
tips2 <- data 2 %>%
 group by (cat clolA, cat edad) %>%
 summarise(media prop abortos = mean(prop ab))
Graficando las dos variables
library(ggplot2)
tips2$tip groups
ggplot(data = tips2) +
 aes (x = \text{cat edad}, y = \text{media prop abortos}, \text{color} = \text{cat clolA}) +
 geom line(aes(group = cat clolA))
#Se observa que no hay señal de interaccion
Matriz de confusión valores observados de abortos con valores predichos
de aborto
```{r}
library(ResourceSelection)
cut prob <- ifelse(fitted(model inter) > 0.5, 1, 0)
table(model_inter$y, cut_prob)
hoslem.test(model inter$y, fitted(model inter))
## Como el p value es mayor a 0.05 no hay diferencias significativas entre
valores observados y predichos ##
```{r}
Predprob<-predict(model inter,type="response")</pre>
plot(Predprob,jitter(as.numeric(dfa$abortos),0.5), cex=0.5, ylab="Abortos")
abline (v = 0.5, col = 'red')
text(x = 0.8, y = 0.8, 'alta probabilidad de abortos, \n predicha y
observada')
text(x = 0.2, y = 0.2, 'alta probabilidad de no abortos, \n predicha y
observada')
. . .
##SE CONCLUYE LA REVISION DEL ARTICULO
```