EST171 - APRENDIZADO DE MÁQUINA Departamento de Estatística Universidade Federal de Minas Gerais

Lista 1

Henrique Aparecido Laureano Arthur Tarso Rego Setembro de 2016

Sumário

Exercício I	2
Exercício II	19

Exercício I

Os dados worldDevelopmentIndicators.csv contém os dados do PIB per capita (X) e a expectativa de vida (Y) de diversos países. O objetivo é criar preditores de Y com base em X. Em aula vimos como isso pode ser feito através de polinômios. Aqui, faremos isso via expansões de Fourier.

```
# <code r> ============= #
path <- "C:/Users/henri/Dropbox/Scripts/aprendizado de maquina/"</pre>
data1 <- read.csv(paste0(path, "worldDevelopmentIndicators.csv"))</pre>
summary(data1)
# </code r> ========================= #
          CountryName LifeExpectancy
                                    GDPercapita
Afghanistan
                     Min.
                           :45.33
                  1
                                   Min.
                                             251
                     1st Qu.:64.06
Albania
                  1
                                   1st Qu.: 1682
                     Median :72.49
Algeria
                                   Median: 5786
                          :70.30
Angola
               : 1
                     Mean
                                   Mean : 14150
                     3rd Qu.:76.75
AntiguaandBarbuda: 1
                                   3rd Qu.: 16863
ArabWorld
                           :83.48
                                         :103858
                     Max.
                                   {\tt Max.}
 (Other)
               :205
```

a) Normalize a covariável de modo que $x \in (0,1)$. Para isso, faça $x=(x-x_{\min})/(x_{\max}-x_{\min})$, em que x_{\min} e x_{\max} são os valores mínimos e máximos de x segundo a amostra usada.

b) Usando o método dos mínimos quadrados e a validação cruzada do tipo *leave-one-out*, estime o erro quadrático médio das regressões

$$g(x) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sin(2\pi x) + \hat{\beta}_2 \cos(2\pi x) + \hat{\beta}_3 \sin(2\pi 2x) + \hat{\beta}_4 \cos(2\pi 2x) + \dots + \hat{\beta}_{2p-1} \sin(2\pi px) + \hat{\beta}_{2p} \cos(2\pi px)$$

```
para p = 1, ..., 30.
```

```
library(cvTools)
Y <- data1[ , 2] ; X <- data1[ , 3] ; Xn <- data1[ , 4]
mse <- 0
for (p in 1:30){
  if (p == 1){
    seno \leftarrow sin(2 * pi * Xn) ; coss \leftarrow cos(2 * pi * Xn)
    XLM <- cbind(seno, coss)</pre>
    fit <- lm(Y ~ XLM)
    rmse <- repCV(fit, K = length(Xn)); mse[p] <- rmse$cv[[1]] ** 2}</pre>
  if (p > 1){
    seno \leftarrow sin(2 * pi * Xn) ; coss \leftarrow cos(2 * pi * Xn)
    XLM <- cbind(seno, coss)</pre>
    for (i in 2:p){
      seno <- sin(2 * pi * i * Xn) ; coss <- cos(2 * pi * i * Xn)</pre>
      XLM <- cbind(XLM, cbind(seno, coss))}</pre>
    fit <-lm(Y \sim XLM)
    rmse <- repCV(fit, K = length(Xn)); mse[p] <- rmse$cv[[1]] ** 2}}</pre>
mse
# </code r> ========= #
 [1] 5.128216e+01 4.610982e+01 4.294558e+01 4.449556e+01 4.308229e+01
 [6] 5.476830e+01 4.468426e+02 1.496953e+02 2.398555e+03 5.781719e+03
[11] 3.577478e+02 5.836964e+06 3.178243e+07 2.382372e+09 1.304575e+11
[16] 2.054332e+12 5.665055e+13 1.752371e+12 4.845864e+16 5.272471e+17
[21] 1.690995e+19 1.001170e+20 3.224824e+23 8.684489e+23 5.385807e+25
[26] 2.250809e+27 1.336144e+28 2.174205e+29 2.905797e+29 1.059644e+29
```

c) Plote o gráfico do risco estimado v
sp.Qual o valor de pescolhido? Denotaremos ele por
 p_{esc}

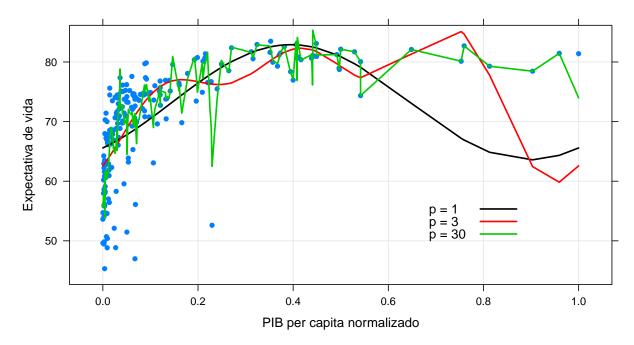
```
library(latticeExtra)
print(xyplot(mse ~ 1:30
              , type = c("1", "g")
              , lwd = 2
              , xlab = "p"
              , ylab = "Risco (R(g))"
              , panel = function(...){
                panel.xyplot(...)
                panel.abline(v = which.min(mse), col = 2, lwd = 2)})
      , position = c(0, 0, .5, 1)
       , more= TRUE)
print(xyplot(mse[1:5] ~ 1:5
              , type = c("1", "g")
              , lwd = 2
              , xlab = "p"
              , ylab = "Risco (R(g))"
              , panel = function(...){
                panel.xyplot(...)
                panel.abline(v = which.min(mse), col = 2, lwd = 2)
                panel.abline(h = min(mse), col = 2, lwd = 2, lty = 2)
                panel.text(4.25, 51, labels = paste(
                   "Para p = 3, \nR(g) = ", round(min(mse), 3)))
      , position = c(.5, 0, 1, 1)
   3.0e+29
                                                                            Para p = 3,
                                                                            R(g) = 42.946
   2.5e+29
                                                 50
   2.0e+29
Risco (R(g))
                                              Risco (R(g))
                                                 48
   1.5e+29
                                                 46
  1.0e+29
   5.0e+28
                                                 44
   0.0e+00
                         15
                              20
```

р

р

d) Plote as curvas ajustadas para p=1, $p=p_{esc}$ e p=30 sob o gráfico de dispersão de X por Y. Qual curva parece mais razoável? Use um grid de valores entre 0 e 1 para isso. Como estes ajustes se comparam com o visto em aula via polinômios? Discuta.

```
# <code r> =============== #
# p = 1 -----
seno <-\sin(2 * pi * Xn); coss <-\cos(2 * pi * Xn)
XLM <- cbind(seno, coss)</pre>
p1 < -lm(Y \sim XLM)
data.p1 <- data.frame(X = Xn, Y = fitted(p1))</pre>
data.p1 <- data.p1[order(data.p1$X), ]</pre>
seno < -sin(2 * pi * Xn) ; coss < -cos(2 * pi * Xn)
XLM <- cbind(seno, coss)</pre>
for (i in 2:3){
 seno <- sin(2 * pi * i * Xn) ; coss <- cos(2 * pi * i * Xn)</pre>
 XLM <- cbind(XLM, cbind(seno,coss))}</pre>
p3 < -lm(Y \sim XLM)
data.p3 <- data.frame(X = Xn, Y = fitted(p3))</pre>
data.p3 <- data.p3[order(data.p3$X), ]</pre>
# p = 30 -----
seno \leftarrow sin(2 * pi * Xn) ; coss \leftarrow cos(2 * pi * Xn)
XLM <- cbind(seno, coss)</pre>
for (i in 2:30){
 seno < -sin(2 * pi * i * Xn) ; coss < -cos(2 * pi * i * Xn)
 XLM <- cbind(XLM, cbind(seno, coss))}</pre>
p30 < -lm(Y \sim XLM)
data.p30 <- data.frame(X = Xn, Y = fitted(p30))</pre>
```



A curva que parece ser mais razoável é a para um p=3. A curva para p=1 é muito suave, apresentando um comportamento um tanto ingênuo. Já a curva para p=30 apresenta um overfitting, correndo muito atrás dos dados.

Em comparação com os polinômios, esses ajustes apresentam uma menor variabilidade nas regiões de maior incerteza, i.e., nas regiões com menos observações, assumindo comportamentos mais constantes e menos suscetíveis as poucas observações existentes.

e) Plote o gráfico de valores preditos vs ajustados para p=1, $p=p_{esc}$ e p=30 (não se esqueça de usar o leave-one-out para calcular os valores preditos! Caso contrário você terá problemas de overfitting novamente). Qual p parece ser mais razoável?

```
pred.p1 <- 0
for (i in 1:length(Xn)){
  Xn.fit <- Xn[-i]</pre>
  Xn.pred <- Xn[i]</pre>
  Y.fit <- Y[-i]
  Y.pred <- Y[i]
  seno <-\sin(2 * pi * Xn.fit); coss <-\cos(2 * pi * Xn.fit)
  XLM <- data.frame(seno, coss)</pre>
 p1.cv <- lm(Y.fit ~ seno + coss, XLM)
  seno <- sin(2 * pi * Xn.pred) ; coss <- cos(2 * pi * Xn.pred)</pre>
  XLM.pred <- data.frame(seno, coss)</pre>
  pred.p1[i] <- predict(p1.cv, XLM.pred)}</pre>
# p = 3 ------
pred.p3 <- 0
for (i in 1:length(Xn)){
  Xn.fit <- Xn[-i]</pre>
  Xn.pred <- Xn[i]</pre>
  Y.fit \leftarrow Y[-i]
  Y.pred <- Y[i]
  seno <- sin(2 * pi * 1 *Xn.fit) ; coss <- cos(2 * pi * 1 * Xn.fit)</pre>
  seno.coss <- cbind(seno, coss)</pre>
 for (j in 2:3){
    seno <- sin(2 * pi * j * Xn.fit) ; coss <- cos(2 * pi * j * Xn.fit)</pre>
    seno.coss <- cbind(seno.coss, seno, coss)}</pre>
  XLM <- data.frame(seno.coss) ; names(XLM) <- as.character(1:6)</pre>
  p3.cv \leftarrow lm(Y.fit \sim ., XLM)
  seno <- sin(2 * pi * 1 * Xn.pred) ; coss <- cos(2 * pi * 1 * Xn.pred)</pre>
```

```
seno.coss <- cbind(seno, coss)</pre>
 for (j in 2:3){
    seno <- sin(2 * pi * j * Xn.pred) ; coss <- cos(2 * pi * j * Xn.pred)</pre>
    seno.coss <- cbind(seno.coss, seno, coss)}</pre>
  XLM.pred <- data.frame(seno.coss) ; names(XLM.pred) <- as.character(1:6)</pre>
  pred.p3[i] <- predict(p3.cv, XLM.pred)}</pre>
# p = 30 -----
pred.p30 <- 0
for (i in 1:length(Xn)){
  Xn.fit <- Xn[-i]</pre>
  Xn.pred <- Xn[i]</pre>
 Y.fit <- Y[-i]
  Y.pred <- Y[i]
  seno -\sin(2 * pi * 1 * Xn.fit); coss -\cos(2 * pi * 1 * Xn.fit)
  seno.coss <- cbind(seno, coss)</pre>
 for (j in 2:30){
    seno <- sin(2 * pi * j * Xn.fit) ; coss <- cos(2 * pi * j * Xn.fit)</pre>
    seno.coss <- cbind(seno.coss, seno, coss)}</pre>
  XLM <- data.frame(seno.coss) ; names(XLM) <- as.character(1:60)</pre>
  p30.cv \leftarrow lm(Y.fit \sim ., XLM)
  seno <- sin(2 * pi * 1 * Xn.pred) ; coss <- cos(2 * pi * 1 * Xn.pred)</pre>
  seno.coss <- cbind(seno, coss)</pre>
  for (j in 2:30){
    seno <- sin(2 * pi * j * Xn.pred) ; coss <- cos(2 * pi * j * Xn.pred)</pre>
    seno.coss <- cbind(seno.coss, seno, coss)}</pre>
  XLM.pred <- data.frame(seno.coss) ; names(XLM.pred) <- as.character(1:60)</pre>
  pred.p30[i] <- predict(p30.cv, XLM.pred)}</pre>
print(xyplot(pred.p1 ~ fitted(p1)
             , type = c("p", "g")
```

```
, pch = 16
             , xlab = "Ajustados"
             , ylab = "Preditos"
             , main = "p = 1"
             , panel = function(...){
               panel.xyplot(...)
               panel.abline(0, 1, col = 2, lwd = 2)})
      , position = c(0, 0, 1/3, 1)
      , more = TRUE)
print(xyplot(pred.p3 ~ fitted(p3)
             , type = c("p", "g")
             , pch = 16
             , xlab = "Ajustados"
             , ylab = "Preditos"
             , main = "p = 3"
             , panel = function(...){
               panel.xyplot(...)
               panel.abline(0, 1, col = 2, lwd = 2)})
      , position = c(1/3, 0, 2/3, 1)
      , more = TRUE)
print(xyplot(pred.p30 ~ fitted(p30)
             , type = c("p", "g")
             , pch = 16
             , xlab = "Ajustados"
             , ylab = "Preditos"
             , main = "p = 30"
             , panel = function(...){
               panel.xyplot(...)
               panel.abline(0, 1, col = 2, lwd = 2)})
      , position = c(2/3, 0, 1, 1)
# </code r> ========== #
            p = 1
                                         p = 3
                                                                     p = 30
                               85
                                                             2e+15
   80
                               80
   75
                             Preditos
                                                         Preditos
                               75
                                                             0e+00
                               70
   70
                               65
                                                            -2e+15
   65
                               60
            70
                75
                    80
                                      65
                                         70
                                             75
                                                80
                                                   85
                                                                     60
                                                                         70
            Ajustados
                                         Ajustados
                                                                       Ajustados
```

Tanto o p=1 quanto o p=3 se apresentam razoáveis, entretanto, para p=3 as observações mais extremas tiveram predições não muito boas. Para p=30 duas observações resultaram em predições extremamentes divergentes.

Feitas tais observações, o p que parece ser mais razoável é o p=3.

f) Quais vantagens e desvantagens de se usar validação cruzada do tipo leaveone-out vs o data-splitting?

A validação cruzada do tipo *leave-one-out* é de maior custo computacional, já que consiste na retirada sistemática de cada observação da base de dados de treino, se tornando inviável no contexto de conjuntos de dados muito grandes ou de recursos de processamento limitados.

Contudo, ela se mostra mais vantajosa do que a validação cruzada do tipo data-splitting (dividir um conjunto de dados em base de treino, teste e de validação) por possibilitar a avaliação do impacto de cada observação.

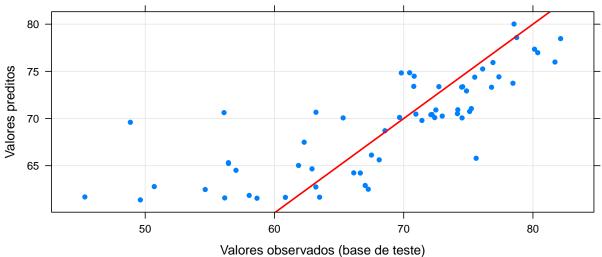
g) Ajuste a regressão Lasso (Frequentista e Bayesiana) e discuta os resultados encontrados.

```
# <code r> =============== #
# Lasso Frequentista -----
library(glmnet)
set.seed(22)
Xn.train <- Xn[1:150] ; Y.train <- Y[1:150]</pre>
Xn.test <- Xn[151:211]; Y.test <- Y[151:211]
seno <- sin(2 * pi * Xn.train) ; coss <- cos(2 * pi * Xn.train)</pre>
XLM.train <- cbind(seno, coss)</pre>
for (i in 2:30){
  seno < sin(2 * pi * i * Xn.train) ; coss < cos(2 * pi * i * Xn.train)
  XLM.train <- cbind(XLM.train, cbind(seno, coss))}</pre>
seno <-\sin(2 * pi * Xn.test); coss <-\cos(2 * pi * Xn.test)
XLM.test <- cbind(seno, coss)</pre>
for (i in 2:30){
  seno <- sin(2 * pi * i * Xn.test) ; coss <- cos(2 * pi * i * Xn.test)</pre>
  XLM.test <- cbind(XLM.test, cbind(seno, coss))}</pre>
```

```
lasso <- glmnet(cbind(1, XLM.train), Y.train, alpha = 1)</pre>
cv <- cv.glmnet(cbind(1, XLM.train), Y.train, alpha = 1)</pre>
print(xyplot(cv$cvm ~ cv$lambda
             , xlab = expression(lambda)
             , ylab = expression(R(g[lambda]))
             , type = c("p", "g")
             , pch = 16
             , panel = function(...){
               panel.xyplot(...)
               panel.abline(v = cv$lambda.min, col = 2, lwd = 2)
               panel.text(
                  1.5, 57.5, labels = expression(lambda[min]~"= 0.549"))})
      , position = c(0, 0, .5, 1)
      , more = TRUE)
cv <- cv.glmnet(cbind(1, XLM.train), Y.train</pre>
                 , alpha = 1, lambda = seq(1, .001, length.out = 1000))
print(xyplot(cv$cvm ~ cv$lambda
             , xlab = expression(lambda)
             , ylab = expression(R(g[lambda]))
             , type = c("p", "g")
             , pch = 16
             , panel = function(...){
               panel.xyplot(...)
               panel.abline(v = cv$lambda.min, col = 2, lwd = 2)
               panel.text(.8, 55, labels = expression(lambda[min]~"= 0.549"))})
      , position = c(.5, 0, 1, 1)
# </code r> ============= #
   80
                                               100
   70
                                            R(g_{\lambda})
                                                80
   60
             \lambda_{min} = 0.549
   50
                                                60
                                                                        \lambda_{min} = 0.549
                                                40
                        3
                                                    0.0
                                                         0.2
                                                               0.4
                                                                     0.6
                                                                           8.0
                                                                                 1.0
                       λ
                                                                   λ
```

```
# <code r> =========== #
par(mfrow = c(1, 2))
plot(cv, las = 1, xlab = expression(log(lambda)), ylab = "MSE")
plot(lasso, xvar = "lambda"
     , las = 1, xlab = expression(log(lambda)), ylab = "Coeficientes")
abline(v = log(cv$lambda.min), lwd = 2)
# </code r> ========
                                                   37
                                                          28
                                                                  14
      51 45 42 40 38 36 29 29 21 20 15
  140
  120
                                       Coeficientes
  100
                                          0
   80
   60
   40
                      -3
                         -2
                                                          -2
                                                                  0
                   log(\lambda)
                                                         log(\lambda)
# <code r> ====
i <- 0
for (i in 1:length(coef(lasso)[ , 26])){ # lambda mais próximo do obtido via cv
 if (coef(lasso)[i, 26] != 0){
   if (i == 1){
     cat("Intercepto =", coef(lasso)[i, 26], '\n')}
   else {
     cat("Beta[",i - 1,"] =", coef(lasso)[i, 26], '\n')}}}
# </code r> ============= #
Intercepto = 76.31641
Beta[3] = -4.678484
Beta[5] = -2.374822
Beta[ 7 ] = -0.2094418
```

```
Beta[ 9 ] = -1.518322
Beta[ 11 ] = -0.618371
Beta[ 13 ] = -0.3357034
Beta[ 15 ] = -0.08094573
Beta[ 17 ] = -0.646376
Beta[ 19 ] = -0.6773292
Beta[ 21 ] = -0.3690756
Beta[ 27 ] = -0.9395936
Beta[35] = -1.406763
Beta[ 37 ] = -0.3527128
Beta[ 44 ] = -0.2144417
Beta[ 53 ] = -0.2706215
Beta[61] = -0.5515885
# <code r> ========= #
pred.lasso <- predict(lasso, s = cv$lambda.min, newx = cbind(1, XLM.test))</pre>
xyplot(pred.lasso ~ Y.test
      , pch = 16
      , type = c("p", "g")
      , xlab = "Valores observados (base de teste)"
      , ylab = "Valores preditos"
      , panel = function(...){
        panel.xyplot(...)
        panel.abline(0, 1, col = 2, lwd = 2)})
mean( (pred.lasso - Y.test)**2 )
# </code r> ===
[1] 34.18578
```

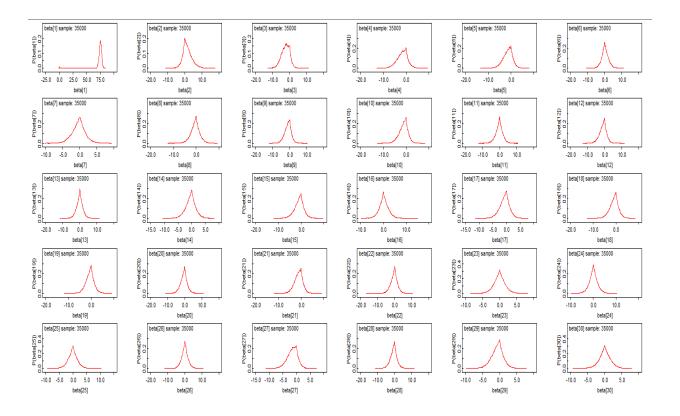


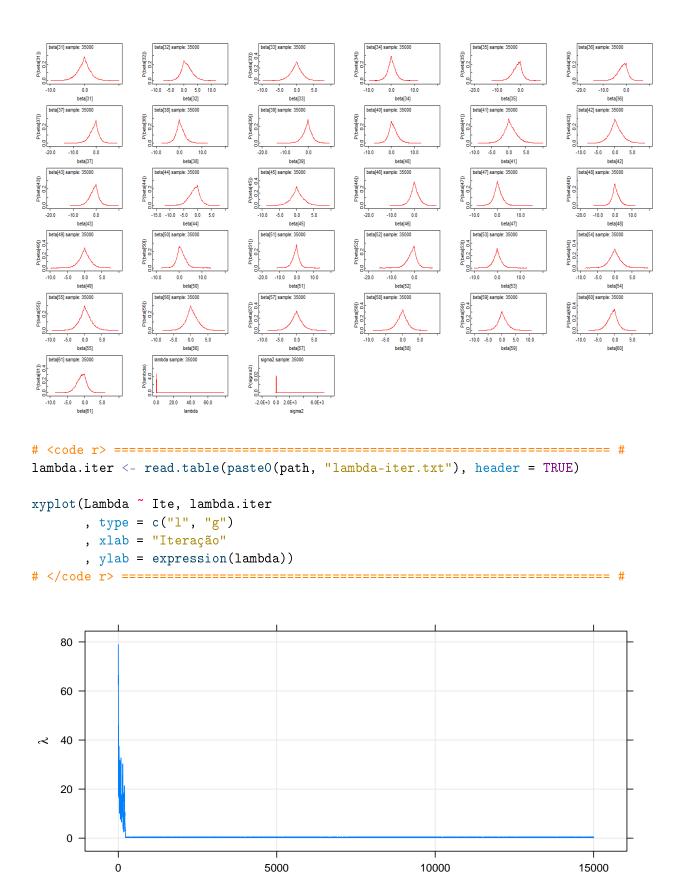
```
# <code r> ========== #
# Lasso Bayesiana -------
library(rbugs)
M <- length(Y.train)</pre>
X <- XLM.train
X <- cbind(rep(1, M), X)</pre>
P \leftarrow ncol(X)
Y <- Y.train
N <- M
model.file <- file.path("model.txt")</pre>
data <- list ("N", "Y", "X", "P")</pre>
inits <- list(list(tau = 1, beta = rep(0, P), lambda = 1))</pre>
parameters <- c("tau", "beta", "sigma2", "sigma", "lambda")</pre>
model <- rbugs(data, inits, parameters, model.file</pre>
             , n.chains = 1
             n.iter = 20000
             , n.burnin = 5000
             , n.thin = 10
             , bugs =
              "C:/Program Files (x86)/OpenBUGS/OpenBUGS323/OpenBUGS.exe"
             , bugsWorkingDir = "BUGS/")
# </code r> ========= #
```

Coef	Média	SD	Erro-MC	IC 2.5%	Mediana	IC 97.5%	Inicial	Amostra
beta[1]	74.09	9.40	0.82	69.53	75.28	79.70	1	15000
beta[2]	1.53	2.82	0.17	-3.37	1.12	8.01	1	15000
beta[3]	-2.41	2.49	0.12	-7.63	-2.25	1.90	1	15000
beta[4]	-1.73	2.50	0.10	-7.15	-1.49	2.88	1	15000
beta[5]	-1.41	2.16	0.08	-6.05	-1.16	2.52	1	15000
beta[6]	0.26	2.12	0.08	-4.01	0.16	4.64	1	15000
beta[7]	-0.37	2.06	0.06	-4.63	-0.24	3.79	1	15000
beta[8]	-0.36	2.11	0.06	-4.96	-0.26	3.89	1	15000
beta[9]	-1.15	2.09	0.07	-5.70	-0.94	2.69	1	15000
beta[10]	-1.04	1.97	0.06	-5.39	-0.82	2.52	1	15000
beta[11]	-0.20	2.21	0.08	-4.86	-0.11	4.24	1	15000

Coef	Média	SD	Erro-MC	IC 2.5%	Mediana	IC 97.5%	Inicial	Amostra
beta[12]	-1.03	2.27	0.08	-6.10	-0.77	3.14	1	15000
beta[13]	-0.05	1.94	0.06	-4.16	-0.00	3.86	1	15000
beta[14]	-0.38	1.93	0.06	-4.38	-0.28	3.54	1	15000
beta[15]	-0.83	2.27	0.09	-5.62	-0.65	3.53	1	15000
beta[16]	0.19	2.23	0.08	-4.37	0.12	4.86	1	15000
beta[17]	-0.78	1.91	0.06	-4.82	-0.63	2.92	1	15000
beta[18]	-0.75	1.98	0.05	-4.98	-0.57	3.03	1	15000
beta[19]	-0.64	2.02	0.07	-4.92	-0.49	3.38	1	15000
beta[20]	-0.56	2.14	0.07	-4.96	-0.45	3.90	1	15000
beta[21]	-1.09	1.89	0.06	-5.17	-0.90	2.39	1	15000
beta[22]	-0.39	2.16	0.06	-5.04	-0.25	3.87	1	15000
beta[23]	-0.03	1.75	0.05	-3.79	-0.02	3.56	1	15000
beta[24]	0.10	1.96	0.06	-3.88	0.06	4.23	1	15000
beta[25]	-0.09	1.85	0.05	-4.00	-0.05	3.67	1	15000
beta[26]	-0.03	2.09	0.06	-4.35	-0.00	4.26	1	15000
beta[27]	-1.48	1.96	0.07	-5.71	-1.29	2.02	1	15000
beta[28]	-0.59	2.08	0.07	-5.00	-0.47	3.60	1	15000
beta[29]	-0.71	1.85	0.06	-4.77	-0.54	2.78	1	15000
beta[30]	0.08	1.82	0.06	-3.73	0.05	3.87	1	15000
beta[31]	-0.14	1.94	0.06	-4.17	-0.09	3.78	1	15000
beta[32]	1.11	2.09	0.07	-2.74	0.91	5.71	1	15000
beta[33]	-0.16	1.81	0.06	-3.96	-0.09	3.40	1	15000
beta[34]	0.24	1.77	0.05	-3.35	0.18	3.94	1	15000
beta[35]	-1.20	2.13	0.07	-5.79	-0.95	2.77	1	15000
beta[36]	-1.63	2.20	0.09	-6.46	-1.39	2.20	1	15000
beta[37]	-0.86	2.11	0.07	-5.72	-0.62	2.95	1	15000
beta[38]	0.55	1.91	0.07	-3.08	0.39	4.83	1	15000
beta[39]	-0.34	2.15	0.08	-4.93	-0.23	3.98	1	15000
beta[40]	0.84	2.00	0.07	-2.85	0.64	5.27	1	15000
beta[41]	0.45	1.92	0.06	-3.33	0.31	4.59	1	15000
beta[42]	0.32	1.87	0.05	-3.41	0.23	4.34	1	15000
beta[43]	-0.88	1.95	0.06	-4.96	-0.70	2.80	1	15000
beta[44]	-1.18	1.99	0.07	-5.48	-0.99	2.46	1	15000
beta[45]	0.06	1.89	0.07	-3.85	0.04	4.00	1	15000
beta[46]	0.27	1.93	0.06	-3.67	0.19	4.37	1	15000
beta[47]	0.38	1.88	0.05	-3.38	0.27	4.39	1	15000
beta[48]	0.59	2.13	0.07	-3.35	0.38	5.29	1	15000
beta[49]	0.09	1.70	0.05	-3.38	0.06	3.61	1	15000
beta[50]	0.84	1.90	0.05	-2.78	0.69	4.88	1	15000
beta[51]	-0.53	2.07	0.07	-5.02	-0.37	3.51	1	15000
beta[52]	-1.02	2.09	0.07	-5.54	-0.77	2.75	1	15000
beta[53]	-0.02	1.80	0.05	-3.62	-0.03	3.69	1	15000
beta[54]	0.14	1.81	0.05	-3.41	0.04	4.16	1	15000

Coef	Média	SD	Erro-MC	IC 2.5%	Mediana	IC 97.5%	Inicial	Amostra
beta[55]	0.20	1.86	0.05	-3.60	0.14	4.14	1	15000
beta[56]	0.53	1.84	0.05	-3.06	0.37	4.46	1	15000
beta[57]	-0.02	1.75	0.05	-3.49	-0.03	3.71	1	15000
beta[58]	-0.21	1.60	0.05	-3.62	-0.12	2.89	1	15000
beta[59]	0.34	1.80	0.04	-3.19	0.23	4.15	1	15000
beta[60]	-0.69	1.44	0.03	-3.77	-0.57	2.05	1	15000
beta[61]	-0.87	1.46	0.04	-3.94	-0.77	1.88	1	15000
lambda	0.58	2.26	0.17	0.25	0.36	0.51	1	15000
sigma2	113.20	622.70	54.03	28.89	36.81	50.51	1	15000





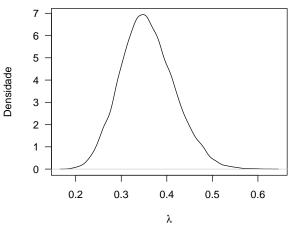
Iteração

25 – 20 – 20 – 15 – 10 – 5 – 0 –

40 λ

Densidade

Zoom na área de maior densidade



Análise dos resultados

20

0

• λ : As diferentes abordagens resultaram em λ 's muito próximos;

80

60

• β's: Pela abordagem Bayesiana, com exceção do intercepto os intervalos de credibilidade de todos os β's comtemplaram o zero, contudo, cabe ressaltar que estes não foram intervalos do tipo HPD. Logo, a princípio não podemos dizer que esses coeficientes não foram significativos, mas por uma análise dos gráficos os β's 1 (intercepto), 3, 4, 5, 10, 27, 35, 36, 44, 60 e 61 (onze β's) podem ser considerados como significativos, já que possuem áreas com grande densidade fora do ponto zero. Já na abordagem frequentista, dezesseis coeficientes não foram zerados, i.e., foram significativos. A saber: β 3, 5, 7, 9, 11, 13, 15, 17, 19, 21, 27, 35, 37, 44, 53 e 61. Os coeficientes que coincidiram foram os β's 3, 5, 27, 35, 44 e 61 (seis coeficientes).

Exercício II

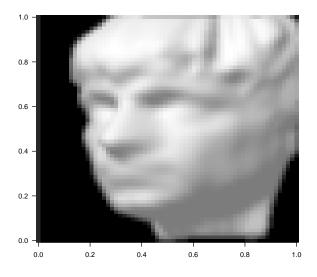
Neste exercício você irá implementar algumas técnicas vistas em aula para o banco de dados das faces. O objetivo é conseguir criar uma função que consiga predizer para onde uma pessoa está olhando com base em uma foto. Iremos aplicar KNN para esses dados, assim como uma regressão linear. Como não é possível usar o método dos mínimos quadrados quando o número de covariáveis é maior que o número de observações, para esta segunda etapa iremos usar o lasso.

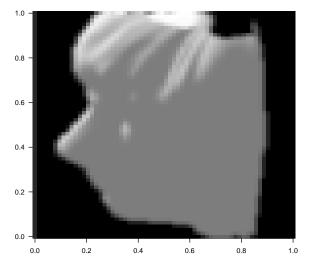
a) Leia o banco dadosFacesAltaResolucao.txt. A primeira coluna deste banco contém a variável que indica a direção para a qual o indivíduo na imagem está olhando. As outras covariáveis contém os pixels relativos a essa imagem, que possui dimensão 64 por 64. Utilizando os comandos fornecidos, plot cinco imagens deste banco.

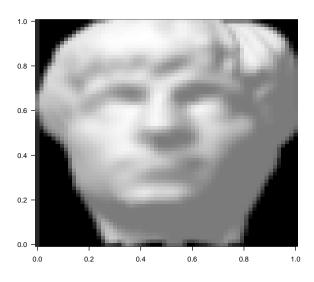
Divida o conjunto fornecido em treinamento (aproximadamente 60% das observações), validação (aproximadamente 20% das observações) e teste (aproximadamente 20% das observações). Utilizaremos o conjunto de treinamento e validação para ajustar os modelos. O conjunto de teste será utilizado para testar sua performanece

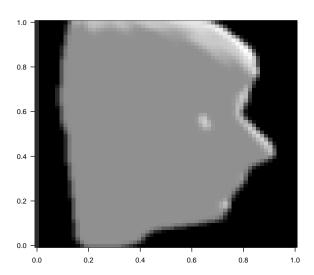
```
count <- count + 1}}</pre>
par(mfrow = c(3, 2))
image(t(M)
      , las = 1
      , col = grey.colors(1000
                            , start = 0
                            , end = 1))
count <- 1
M <- matrix(data = NA
            , nrow = 64
             , ncol = 64)
for (i in 1:64){
 for (j in 1:64){
    M[i, j] <- data2[which.min(data2$y), 1 + count]</pre>
    count <- count + 1}}</pre>
image(t(M)
      , las = 1
      , col = grey.colors(1000
                           , start = 0
                            , end = 1)
# subset(data2, y > -1 & y < 1)$y
# row.names(data2[data2[ , "y"] == -0.39797, ])
count <- 1
M <- matrix(data = NA
             , nrow = 64
             , ncol = 64)
for (i in 1:64){
 for (j in 1:64){
    # as.numeric(row.names(data2[data2[ , "y"] == -0.39797, ]))
    M[i, j] \leftarrow data2[509, 1 + count]
```

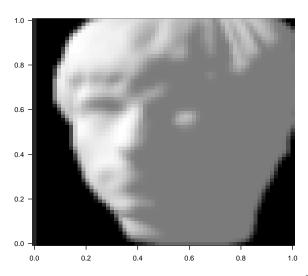
```
count <- count + 1}}</pre>
image(t(M)
      , las = 1
      , col = grey.colors(1000
                         , start = 0
                         , end = 1)
count <- 1
M <- matrix(data = NA
           , nrow = 64
           , ncol = 64)
for (i in 1:64){
 for (j in 1:64){
   M[i, j] <- data2[which.max(data2$y), 1 + count]</pre>
   count <- count + 1}}</pre>
image(t(M)
     , las = 1
      , col = grey.colors(1000
                         , start = 0
                         , end = 1))
count <- 1
M <- matrix(data = NA
           , nrow = 64
           , ncol = 64)
for (i in 1:64){
 for (j in 1:64){
   M[i, j] <- data2[698, 1 + count]
   count <- count + 1}}</pre>
image(t(M)
      , las = 1
      , col = grey.colors(1000
                         , start = 0, end = 1)
# </code r> ========= #
```











b) Qual o número de observações? Qual o número de covariáveis? O que representa cada covariável?

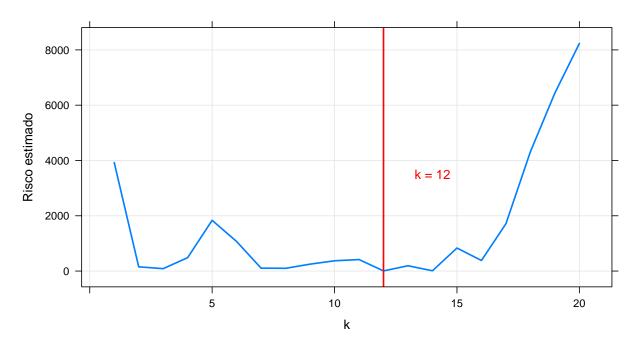
São 698 observações (420 para treino, 139 para validação e 139 para teste) e 4096 covariáveis, sendo que cada covariável representa a cor relativa ao pixel de sua posição na matriz da imagem.

c) Para cada observação do conjunto de teste, calcule o estimador da função de regressão r() dado pelo método dos k vizinhos mais próximos com k=5. Você pode usar as funções vistas em aula.

```
# <code r> =============== #
library(FNN)
knn.reg(data2_train[ , -1], data2_test[ , -1], data2_train[ , 1], k = 5)$pred
      40.216000 -55.630400
                            9.459480 -26.780400 40.124800 -25.987400
      51.570000 69.595400 -46.860600 -55.244000 -21.676600 -35.421000
 [13] -63.752800 19.355800 -23.430000 -43.976600 -57.588400 -62.818800
 Г197
     24.252200 16.298200 39.245200
                                      68.085200
                                                69.033600 32.896000
 [25] -47.912600 -42.637000
                           -1.590720
                                     -1.366120
                                                68.360600
                                                          -4.031388
 [31] -52.349200 -45.595000 63.367200
                                     38.112000
                                                 4.744300 -42.796000
 [37] -68.313400 16.426400 -48.117200
                                      60.517200 -69.483600
                                                           -7.989568
 [43] -43.888000
                  2.595472 43.399800 -43.728000 -52.848600 -15.506600
 [49] -34.000200 47.782200 -12.222280 -49.676800 -18.575800
                                                            7.388460
 [55]
     37.182600 43.800800 -61.060600 49.560600
                                                 5.751260 16.426400
     62.915200 -55.244000 -17.795800 -15.453740 -47.257200
 [61]
                                                            8.657500
      43.835000 -25.085800 -26.408800
                                       7.825360 -47.776800
 [67]
                                                            7.769960
                                               66.645400
 [73] -54.263600 40.641400
                            4.717560
                                     26.608600
                                                           32.804200
      10.616260 -20.130000 61.746600 -15.391540 -15.395940
 [79]
                                                            6.475200
 [85] 61.714800 15.525600 -69.684800 32.583600 -39.760800 -33.132000
 [91] -67.595200 -20.069400 -23.994600 -14.607840
                                                32.536400 -40.402400
 [97] 47.840600 -43.965000 -43.965000 -23.642000 -56.255600 37.877000
[103] -48.358800 64.943400 -52.750800 -11.205040 -19.598940 24.640800
[109]
      25.518600
                  1.613820 56.504600 -67.595200
                                                37.346600 62.946600
[115] -17.113800 61.067400 15.735000 40.875200 -67.964200 -18.000760
[121] -47.485000 -13.582240
                           -4.881200 -0.695040
                                                -0.375960 -20.104000
[127]
      51.564400 -12.022120
                           -4.653000 -34.831800
                                                26.630800 -12.138300
[133]
      16.057000
                48.789600 -37.076800 -46.214400
                                                61.248800 31.045600
[139] -13.399960
```

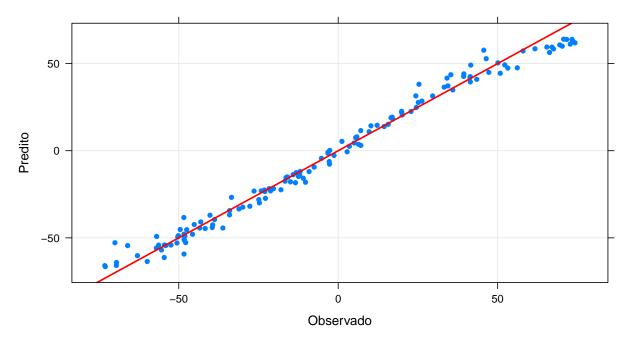
d) Utilize validação cruzada ($data\ splitting$) para escolher o melhor k. Plote k vs Risco estimado.

```
# <code r> ========= #
k < -c(1:20)
mse <- 0
for (i in 1:20){
 y_hat <-
   knn.reg(data2_train[ , -1], data2_val[ , -1], data2_train[ , 1], k = i)
 mse[i] <- sum(data2_val[, 1] - y_hat$pred) ** 2}</pre>
xyplot(mse ~ k
      , type = c("1", "g")
      , ylab = "Risco estimado"
      , lwd = 2
      , panel = function(...){
       panel.xyplot(...)
       panel.abline(v = which.min(mse), col = 2, lwd = 2)
       panel.text(14, 3500, labels = paste("k =", which.min(mse)), col = 2)})
# </code r> ========= #
```



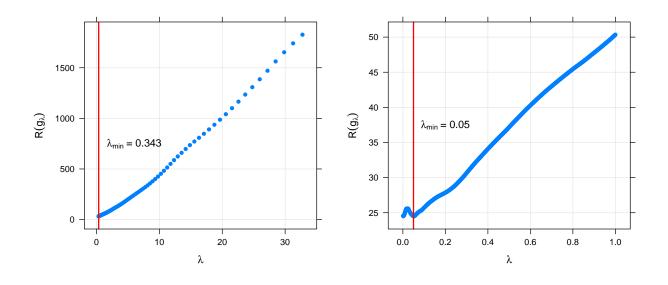
e) Utilize o conjunto de teste, estime o risco do KNN para o melhor k. Plote os valores preditos vs os valores observados para o conjunto de teste. Inclua a reta identidade.

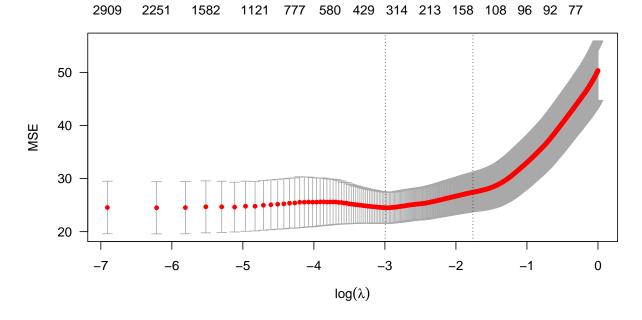
[1] 26.21408



f) Ajuste uma regressão linear para os dados usando o conjunto de treinamento mais o de validação via lasso (lembre-se que a função que ajusta o lasso no R já faz validação cruzada automaticamente: ao contrário do KNN, neste caso não é necessário separar os dados em treinamento e validação). Qual o lambda escolhido? Plote lambda vs Risco estimado.

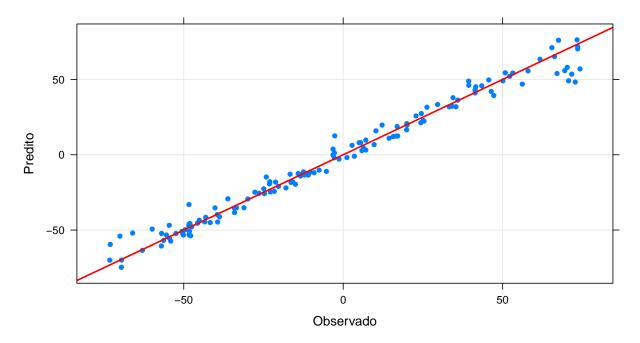
```
set.seed(93)
lasso <- glmnet(</pre>
  as.matrix(data2_trainval[ , -1]), as.matrix(data2_trainval[ , 1])
  , alpha = 1)
cv <- cv.glmnet(</pre>
  as.matrix(data2_trainval[ , -1]), as.matrix(data2_trainval[ , 1])
  , alpha = 1)
print(
  xyplot(cv$cvm ~ cv$lambda
         , xlab = expression(lambda)
         , ylab = expression(R(g[lambda]))
         , type = c("p", "g")
         , pch = 16
         , panel = function(...){
          panel.xyplot(...)
           panel.abline(v = cv$lambda.min
                        , col = 2
                        , lwd = 2)
           panel.text(6, 750
                      , labels = expression(lambda[min]~"= 0.343"))})
  , position = c(0, 0, .5, 1)
  , more = TRUE)
cv <- cv.glmnet(</pre>
  as.matrix(data2_trainval[ , -1]), as.matrix(data2_trainval[ , 1])
  , alpha = 1
  , lambda = seq(1, .001, length.out = 1000))
print(
  xyplot(cv$cvm ~ cv$lambda
         , xlab = expression(lambda)
         , ylab = expression(R(g[lambda]))
         , type = c("p", "g")
         , pch = 16
         , panel = function(...){
          panel.xyplot(...)
           panel.abline(v = cv$lambda.min
                       , col = 2
                        , lwd = 2)
           panel.text(.2, 37.5
                      , labels = expression(lambda[min]~"= 0.05"))})
  , position = c(.5, 0, 1, 1)
# </code r> ========= #
```





g) Utilizando o conjunto de teste, estime o risco do lasso para o melhor lambda. Plote os valores preditos vs os valores observados para o conjunto de teste. Inclua a reta identidade.

[1] 36.31676



h) Quantos coeficientes foram estimados como sendo zero?

[1] 3985

i) Qual modelo teve melhores resultados: regressão linear via lasso ou KNN?

Ambos apresentaram resultados muito similares, com uma ligeira vantagem para o KNN de k=12, pois apresenta um risco estimado menor. A análise dos gráficos dos valores preditos vs valores ajustados evidencia um erro menor nos valores extremos para o KNN, o que pode justificar a vantagem deste modelo.