

Taller 2 Regresión lineal Multiple

Andrés Felipe Palomino - David Stiven Rojas

2023-04-21

1 Introducción

La base de datos "yarn" obtenida de la librería (PLS) contiene información sobre espectros NIR y mediciones de densidad de hilos de PET, consta de 28 individuos (hilos de PET), 268 variables predictoras (NIRS) y una variable de respuesta (densidad). Se ajustará un modelo lineal múltiple para estimar la densidad del hilo PET, mediante mediciones NIR

```
#Importación de librerías necesarias
library(car)
library(glmnet)
library(MASS)
library(xtable)
library(lmtest)
library(readxl)
library(lmridge)
library(pls)
library(olsrr)
```

1.1 Base de datos

En la siguiente tabla se encuentra un encabezado de la base de datos que se trabajara, esta consta de 30 covariables predictoras, las cuales estarán desde NIR1 hasta NIR30. De primera mano se observa que los valores de los NIR disminuyen a medida que la covariable aumenta

```
X <- data.frame(matrix(c(yarn$NIR[,1:30],yarn$density),nrow =28, ncol= 31))
colnames(X) <- c(paste("NIR",1:30,sep=""),"density")
```

1.2 Funciones creadas

Antes de empezar con el proceso de seleccionar las variables para ajustar el modelo se crean funciones para optimizar el proceso de validación de supuestos.

```
##Validacion grafica para homocedasticidad y normalidad y pruebas formales
validaciongrafica<- function(model,cor=F){

  par(mfrow=c(1,2))
  plot(fitted.values(model),studres(model),panel.first=grid(),pch=19,ylab='Residuos Estudentizados',xlab=
    lines(lowess(studres(model)~fitted.values(model)), col = "red1")
```

```

abline(h=c(-2,0,2),lty=2)
qqPlot(model,pch=19,ylab='Residuos Estudentizados',xlab='Cuantiles Teóricos',col=carPalette()[1],col.lty=2)
print('Shapiro Test')
print(shapiro.test(studres(model)))
print('Breusch Pagan Test')
print(bptest(model))
if(cor==T){
  par(mfrow=c(1,2))
  plot(studres(model),type="b",xlab="Tiempo",ylab="Residuos Estudentizados",main="A",pch=19,panel.first=1)
  plot(studres(model)[-length(fitted.values(model))],studres(model)[-1],pch=19,panel.first = grid(),col.lty=2)
  abline(lm(studres(model)[-1]~studres(model)[-length(fitted.values(model))]))
  print('Durbin Watson Test')
  print(durbinWatsonTest(model,method='resample',reps=10000))
}
par(mfrow=c(1,1))
}

## Calculo de lambda optimo para boxcox
lambda<- function(model,a,b){
  par(mfrow=c(1,1))
  box.cox<-boxcox(model,lambda=seq(a,b,length.out = 1000),
    ylab='log-verosimilitud')
  bc<-round(box.cox$x[box.cox$y ==max(box.cox$y)],2)
  print(bc)
}

```

2 Selección de variables

En el proceso de selección de variables se procede a realizar la Regresión de LASSO para identificar las posibles variables que tengan un aporte poco relevante, Por ultimo se ajustara el modelo cuyas variables tengan buenos indicadores y se pueda realizar corrección de supuestos

2.1 Regresión de LASSO

Este es un método de regularización que se implementa cuando se tiene muchas covariables disponibles y se cree que pocas tienen un aporte relevante.

Se asume el modelo de regresión usual, donde :

$$E(y|x)=x^T\beta, \text{ y } V(y|x)=\sigma^2$$

Donde se asume que algunos β son cero. El objetivo del estimador es seleccionar los coeficientes que tienen valores diferentes de cero. El cual se obtiene minimizando la siguiente expresión:

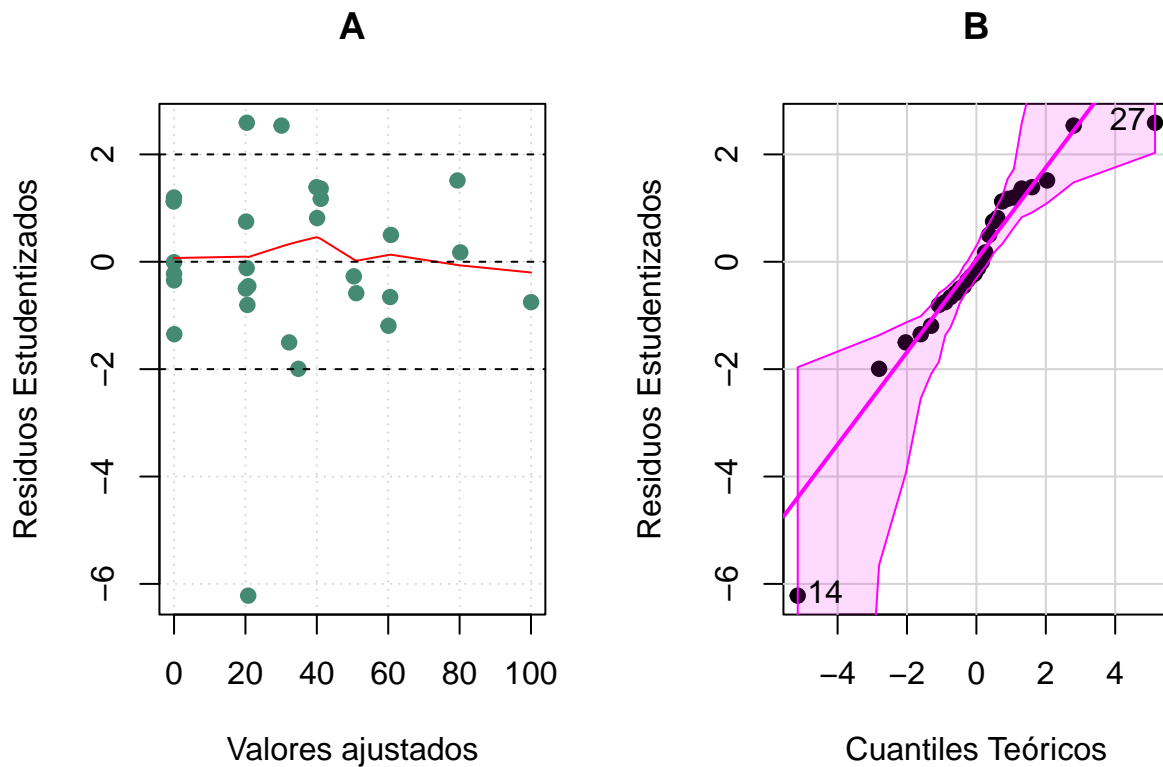
$$S_{lasso}(\beta) = \sum_{i=1}^n (y_i - x^T\beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^{p-1} |\beta_j|$$

Esta es la suma de cuadrados del estimador por MCO más una penalización (λ), a la suma del valor absoluto de los coeficientes. A medida que λ aumenta la penalización tendrá mas peso sobre la estimación de los coeficientes, es decir que si la penalización es muy grande, todas las estimaciones serán cero. No hay solución analítica para $\hat{\beta}_{lasso}$ por lo que se usan algoritmos para la estimación, como lo es la función de `glmnet` de la librería `glmnet`.

2.1.1 Modelo a realizar regresión LASSO

Como se establecio anteriormente, se asume un modelo de regresión usual, el cual debe cumplir los siguientes supuestos: $E(y|x)=x^T\beta$, y $V(y|x)=\sigma^2$, es decir, varianza constante y $E(\varepsilon)=0$. Por ende es necesario proponer un modelo con $p < n$, en el cual se eliminaran las variables con menor correlación con la variable y . Dicho modelo se expresa acontinuación y se evaluan los supuestos:

```
model <- lm(density ~ .-NIR1-NIR8-NIR9-NIR10-NIR11-NIR7, data=X)
validaciongrafica(model)
```



[1] “Shapiro Test”

Shapiro-Wilk normality test

data: studres(model) $W = 0.86458$, $p\text{-value} = 0.001868$

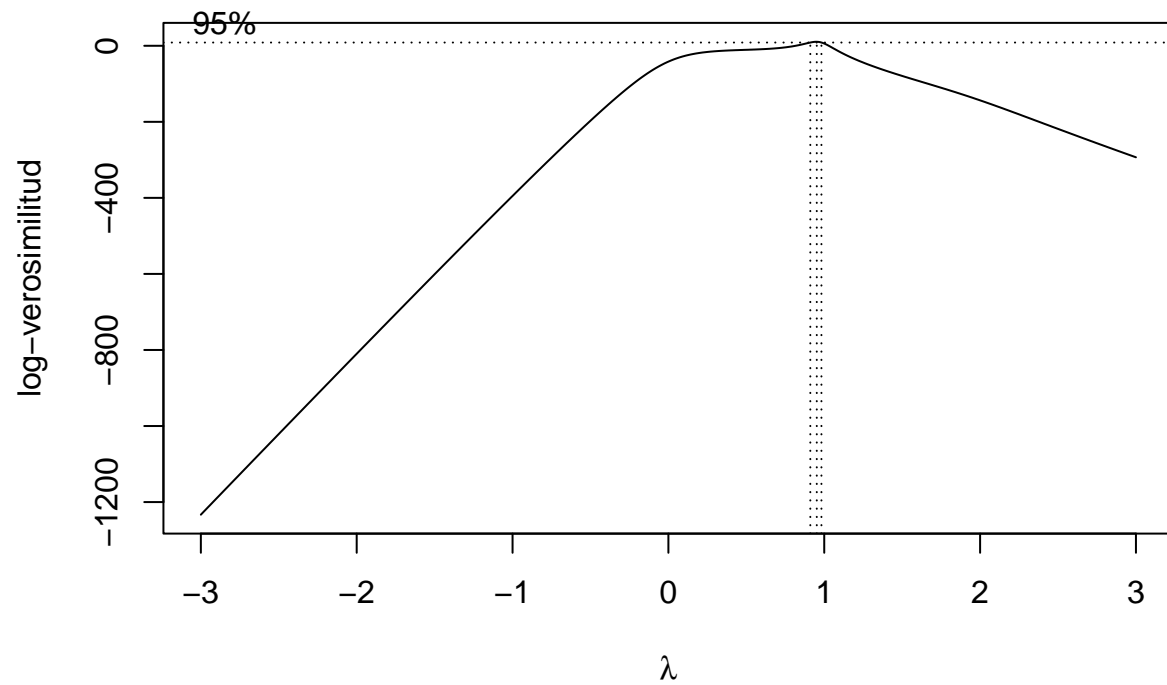
[1] “Breusch Pagan Test”

studentized Breusch-Pagan test

data: model BP = 27.288, $df = 24$, $p\text{-value} = 0.2912$

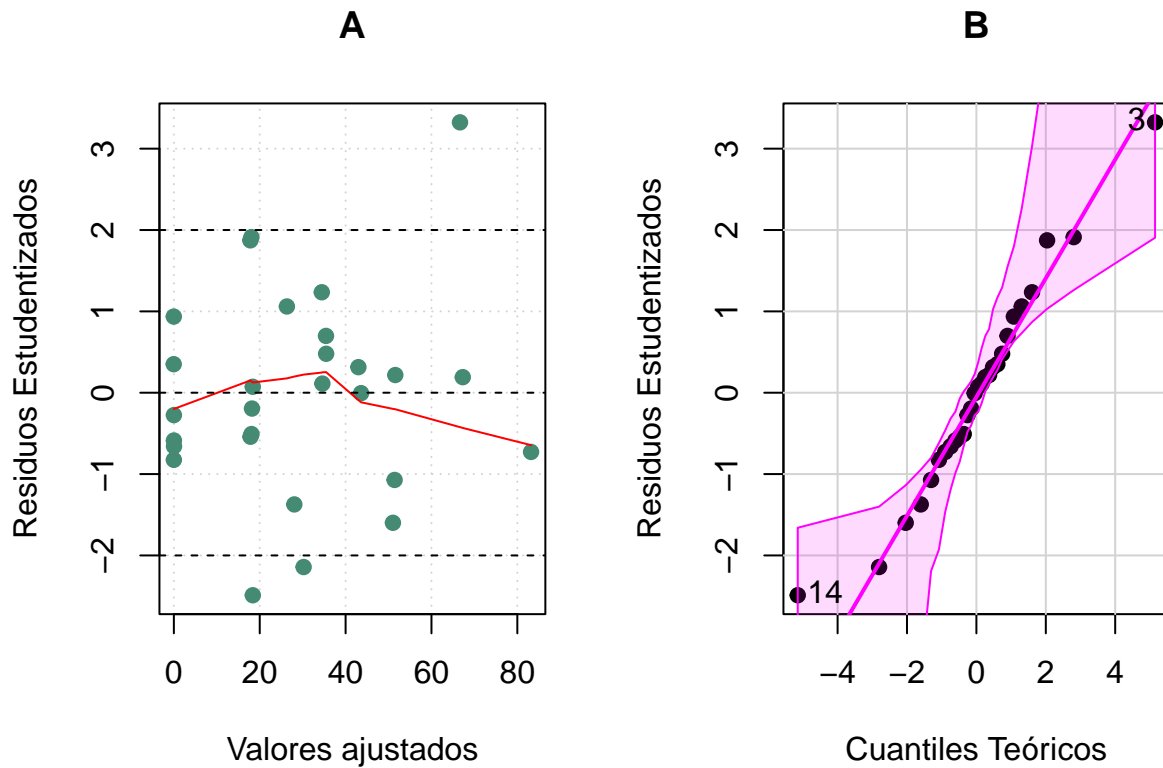
Como no se cumple el supuesto de normalidad se procede a corregir mediante el metodo de BoxCox y se verifica el cumplimiento de los mismos.

```
model <- lm(density+0.0000001 ~ .-NIR1-NIR8-NIR9-NIR10-NIR11-NIR7, data=X)
lambda(model,-3,3)
```



```
[1] 0.95
```

```
model.box <- lm(I(density^0.96) ~ .-NIR1-NIR8-NIR9-NIR10-NIR11-NIR7, data=X)
validaciongrafica(model.box)
```



[1] "Shapiro Test"

Shapiro-Wilk normality test

data: studres(model) W = 0.97774, p-value = 0.7934

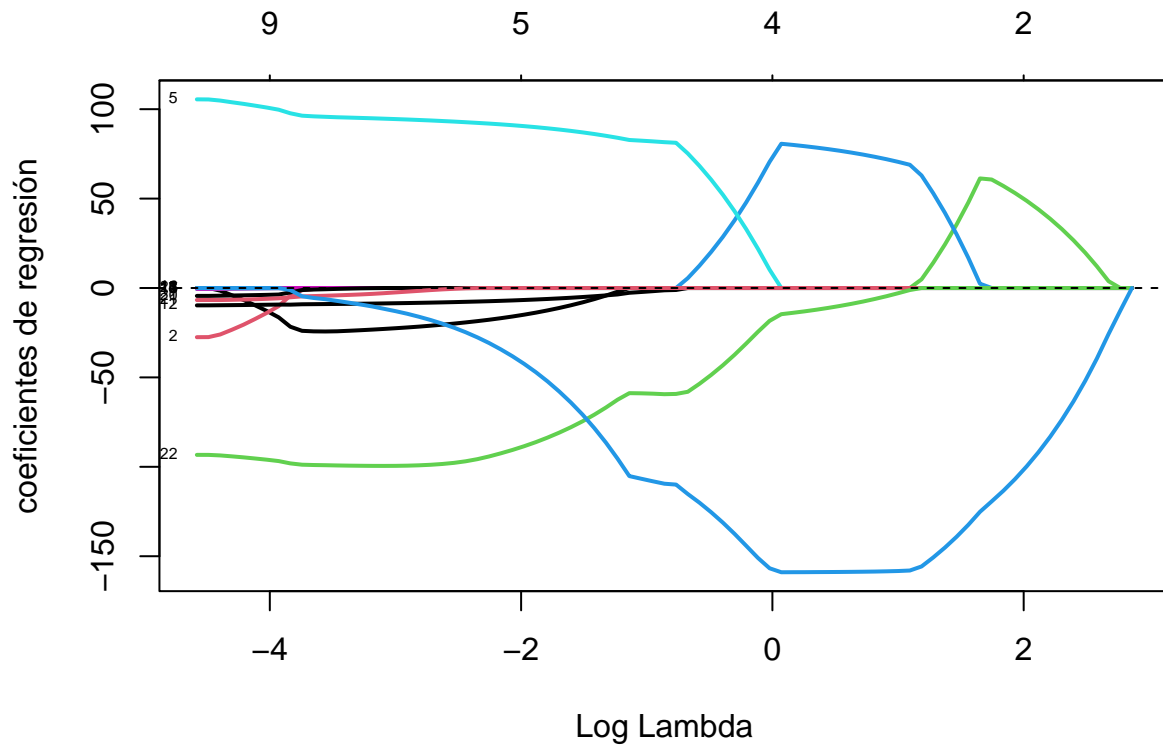
[1] "Breusch Pagan Test"

studentized Breusch-Pagan test

data: model BP = 23.94, df = 24, p-value = 0.4651

Ya con los requerimientos necesarios para realizar regresión de LASSO, se procede a calcular las estimaciones para distintos valores de λ que se muestran en la siguiente figura:

```
X.<-model.matrix(model.box)[,-1]
lasso.mod <- glmnet(X., X$density, alpha = 1,nlambda = 100)
plot(lasso.mod,xvar='lambda',label=T,lwd=2,ylab='coeficientes de regresión')
abline(h=0,lty=2)
```



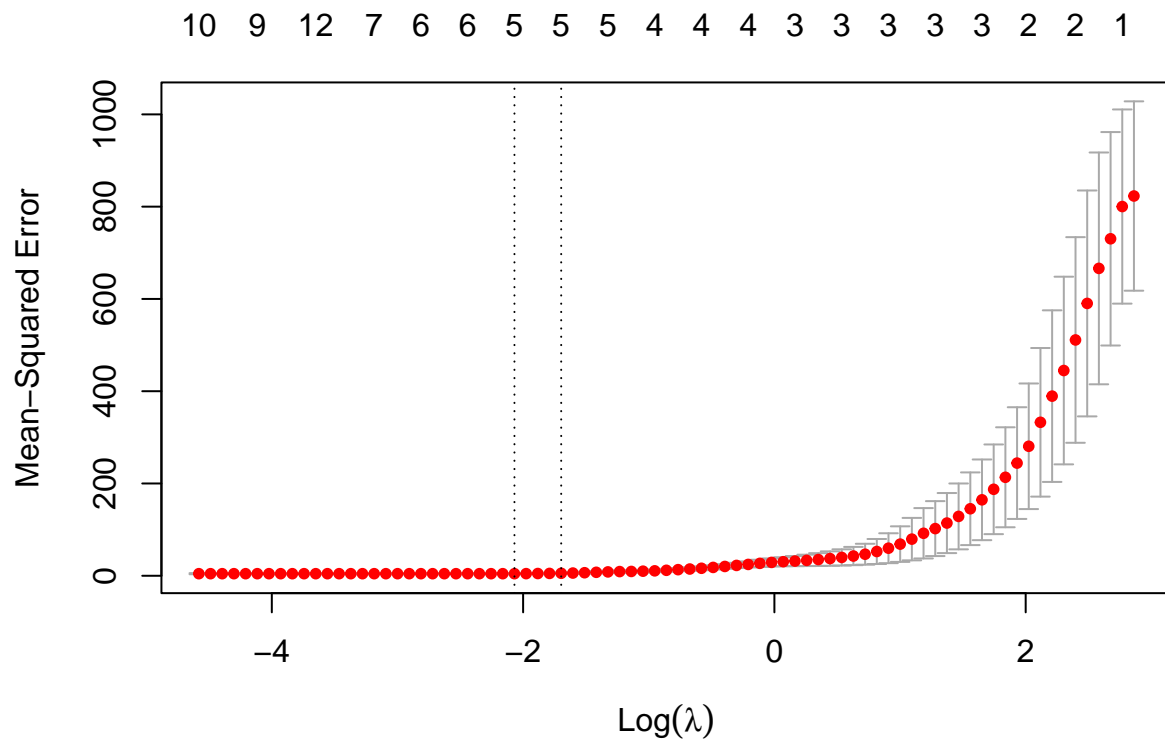
Para identificar el valor de λ optimo se procede a realizar validación cruzada.

2.1.2 Validación cruzada

Es un método para evaluar que tan bueno es un modelo para predecir observaciones futuras de la población objeto de estudio. La muestra se divide en dos grupos:

- Entrenamiento: Se usa para ajustar el modelo.
- Validación: Se utiliza para validar el modelo ajustado.

```
lasso.cv <- cv.glmnet(X., X$density, nfolds = 4, alpha = 1, nlambda = 100)
plot(lasso.cv)
```



```
est = glmnet(X., X$density, alpha = 1, lambda = lasso.cv$lambda.1se)
est$beta
```

24 x 1 sparse Matrix of class "dgCMatrix" s0 NIR2 -12.598431 NIR3 .
 NIR4 .
 NIR5 .
 NIR6 89.213073 NIR12 .
 NIR13 .
 NIR14 .
 NIR15 .
 NIR16 .
 NIR17 .
 NIR18 -5.977479 NIR19 .
 NIR20 .
 NIR21 .
 NIR22 .
 NIR23 .
 NIR24 .
 NIR25 .
 NIR26 .
 NIR27 .
 NIR28 -93.425886 NIR29 -37.090742 NIR30 .

La selección de variables por medio del estimador LASSO son: NIR2, NIR6, NIR18, NIR28, NIR29. Con-
 siguiendo a eso se procede a realizar una suma extra de cuadrados para evaluar si podemos eliminar NIR29
 para evitar problemas de multicolinealidad.

2.2 Suma extra de cuadrados

Sirve para probar la significancia de un subconjunto de coeficientes.

Se tiene el siguiente modelo:

$$y = X\beta + \varepsilon$$

donde $\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$

donde β_1 es un vector (p-r)x1 y β_2 es un vector rx1, se quiere evaluar la siguiente hipótesis:

$$H_0 : \beta_2 = 0 \text{ vs } H_1 : \beta_2 \neq 0$$

```
model.lasso1 <- lm(density~NIR2+NIR6+NIR18+NIR28+NIR29,data=X)
model.lasso2 <- lm(density~NIR2+NIR6+NIR18+NIR28,data=X)
anova(model.lasso2,model.lasso1)
```

Analysis of Variance Table

Model 1: density ~ NIR2 + NIR6 + NIR18 + NIR28 Model 2: density ~ NIR2 + NIR6 + NIR18 + NIR28 + NIR29
Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F) 1 23 31.435
2 22 30.610 1 0.82493 0.5929 0.4495

3 Modelo de regresión múltiple

Con base en el proceso de selección de variables se ajusta el siguiente modelo y se realiza la respectiva validación de supuestos:

```
model.lasso1<- lm(density~NIR2+NIR6+NIR18+NIR28,data=X)
summary(model.lasso1)
```

Call: lm(formula = density ~ NIR2 + NIR6 + NIR18 + NIR28, data = X)

Residuals: Min 1Q Median 3Q Max -2.1312 -0.9776 0.1102 0.8381 2.0416

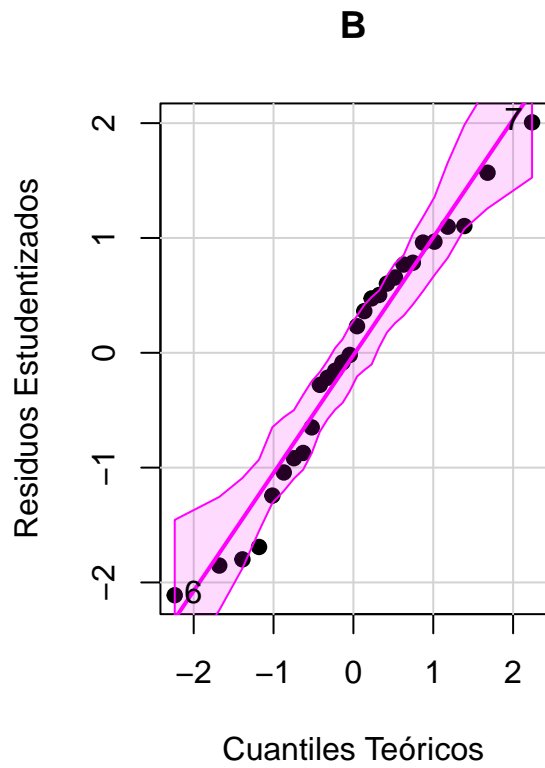
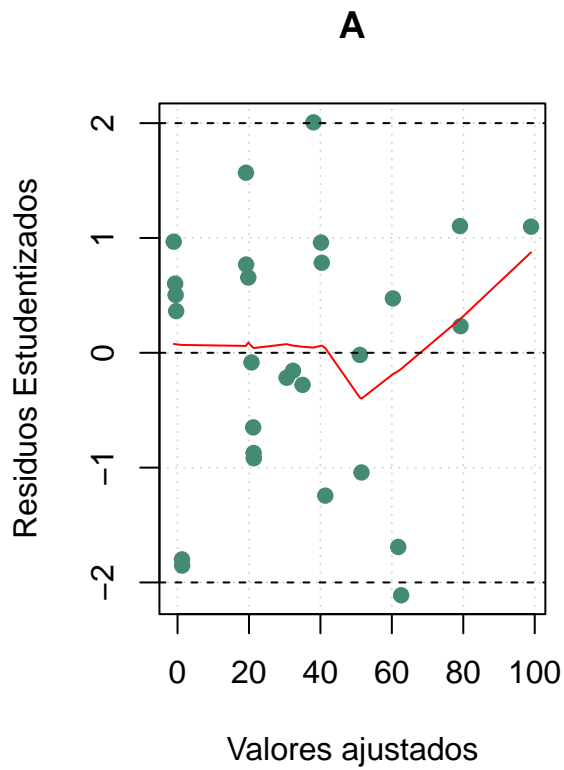
Coefficients: Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 29.389 10.712 2.744 0.0116 *

NIR2 -26.257 3.892 -6.747 6.99e-07 **NIR6 96.140 1.741 55.211 < 2e-16** NIR18 -9.055 1.905 -4.753
8.62e-05 **NIR28 -109.939 5.818 -18.896 1.66e-15** — Signif. codes: 0 ‘**0.001**’ ‘**0.01**’ ‘0.05’ ‘0.1’
, 1

Residual standard error: 1.169 on 23 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.9984, Adjusted R-squared:
0.9981 F-statistic: 3584 on 4 and 23 DF, p-value: < 2.2e-16

```
validaciongrafica(model.lasso1)
```

[1] “Shapiro Test”

Shapiro-Wilk normality test

data: studres(model) W = 0.96468, p-value = 0.4471

[1] “Breusch Pagan Test”

studentized Breusch-Pagan test

data: model BP = 1.6317, df = 4, p-value = 0.8031

```
car::vif(model.lasso1)
```

NIR2	NIR6	NIR18	NIR28
2.967327	4.203285	31.085734	26.983026

3.1