SIMPLE AND MULTIPLE LINEAR REGRESSION

TRABAJO EN EL LABORATORIO

(Rafael Alcalá)

Bibliography:

Gareth James, Daniela Witten, Trevor Hastie and Robert Tibshirani **An Introduction to Statistical Learning** with Applications in R

Springer, 2013

Chapter 03

Outline

- Regresión lineal simple
 - Visualización de los datos Variables candidatas
 - > Obtención de los modelos
 - Visualización de resultados
 - > Predicción con nuevos valores y cálculo del RMSE o MSE
- Regresión lineal múltiple
 - Obtención de modelos añadiendo otra variable Visualización de pares de variables
 - > Obtención de los modelos Todas las variables
 - > Eliminar variables innecesarias
 - > Interacciones
 - Predicción con nuevos valores y cálculo del RMSE o MSE
- Lectura de datos en formato KEEL
- >TAREA Conjunto California

Uso de Datasets Pre-instalados

La función data nos informa sobre los conjuntos de datos

previamente instalados:

> data()

```
R data sets ×
               R data sets ×
Weeklv
                                  Weekly S&P Stock Market Data
Data sets in package 'MASS':
Aids2
                                 Australian AIDS Survival Data
Animals
                                 Brain and Body Weights for 28 Species
Boston
                                  Housing Values in Suburbs of Boston
Cars93
                                  Data from 93 Cars on Sale in the USA i
Console D:/Trabajo/Docencia/- Master Cientifico - INTRODUCCION A LA CIENCIA DE DATOS/Transparen
> data()
>
```

- El paquete MASS junto con el paquete ISLR (Data for An Introduction to Statistical Learning... BOOK) proporcionan un buen número de conjuntos de ejemplo:
 - > require(ISLR) #o install.packages("ISLR")
 - > require(MASS)
- >Usaremos el conjunto de datos Boston para esta sesión

El Conjunto de Datos Boston

- > ?Boston
- > Boston #or fix(Boston) to check-edit
- > The Boston data frame has 506 rows and 14 columns
- crim per capita crime rate by town.
- zn proportion of residential land zoned for lots over 25,000 sq.ft.
- indus proportion of non-retail business acres per town.
- chas Charles River dummy variable (= 1 if tract bounds river; 0 otherwise).
- nox nitrogen oxides concentration (parts per 10 million).
- rm average number of rooms per dwelling.
- age proportion of owner-occupied units built prior to 1940.
- dis weighted mean of distances to five Boston employment centres.
- rad index of accessibility to radial highways.
- tax full-value property-tax rate per \\$10,000.
- ptratio pupil-teacher ratio by town.
- black 1000(Bk 0.63)^2, where Bk is the proportion of blacks by town.
- **Istat** lower status of the population (percent).
- medv median value of owner-occupied homes in \\$1000s.

Predict medv from others (Y=medv; Regressors=remaining attributes)

Acceso/manejo de los datos

Boston\$Istat Boston\$rm Boston\$attribute

- Añadir el objeto al entorno:
 - > attach(Boston)
 - > Istat ## Acceso directo a los campos
- detach(Boston) elimina el objeto del entorno
- En esta presentación se considera por claridad que Boston no se ha añadido al entorno (el alumno puede considerar añadirlo por comodidad)

Visualización – Búsqueda de posibles relaciones

- Una variable respecto a la salida:
 - > plot(medv~age,Boston) #probando una a una
- Previsualización de todas las variables entre si o respecto a la salida,

```
temp <- Boston
plotY <- function (x,y) {
    plot(temp[,y]~temp[,x], xlab=paste(names(temp)[x]," X",x,sep=""),
ylab=names(temp)[y])
}
par(mfrow=c(3,4))
x <- sapply(1:(dim(temp)[2]-1), plotY, dim(temp)[2])
par(mfrow=c(1,1))</pre>
```

Visualización – Búsqueda de posibles relaciones

> Se puede afinar con las más relevantes,

```
par(mfrow=c(3,3))
x <- sapply(c(1, 5, 6, 7, 8, 10, 11, 12, 13), plotY, dim(temp)[2])
par(mfrow=c(1,1))
```

Variables candidatas para el ajuste lineal simple (6 y 13): rm y lstat

rm - average number of rooms per dwelling.lstat - lower status of the population (percent).

Obtención del modelo para Istat

```
fit1=lm(medv~lstat,data=Boston)
#or fit1=lm(Boston$medv~Boston$lstat)
fit1

Coefficients:
(Intercept) Boston$lstat
34.55 -0.95
```

Obtención del modelo para rm

```
fit2=lm(medv~rm,data=Boston)
fit2
```

```
Coefficients:
(Intercept) rm
-34.671 9.102
```

Visualización de los resultados

Modelo Istat (fit1)

summary(fit1)
par(mfrow=c(2,1))
plot(medv~lstat,Boston)
abline(fit1,col="red")
confint(fit1)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -15.168 -3.990 -1.318 2.034 24.500 Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Int.) 34.55384 0.56263 61.41 <2e-16 ***
Istat -0.95005 0.03873 -24.53 <2e-16 ***
Signif. codes:
 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: **6.216** on 504 degrees of freedom Multiple R-squared: **0.5441**, Adjusted R-squared: **0.5432** F-statistic: 601.6 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16

Modelo rm (fit2)

summary(fit2)
plot(medv~rm,Boston)
abline(fit2,col="blue")
par(mfrow=c(1,1))
confint(fit2)

Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -23.346 -2.547 0.090 2.986 39.433 Coefficients:

Residual standard error: **6.616** on 504 degrees of freedom Multiple R-squared: **0.4835**, Adjusted R-squared: 0.4825 F-statistic: 471.8 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16

Acceso a la información del modelo Cálculo manual del error

Centrándonos en el modelo fit1 - Istat

```
names(fit1)
```

```
[1] "coefficients" "residuals" "effects" "rank" "fitted.values" "assign" [7] "qr" "df.residual" "xlevels" "call" "terms" "model"
```

Cálculo manual de la raíz del ECM (RMSE)

```
sqrt(sum(fit1$residuals^2)/length(fit1$residuals))
```

6.203464 respecto al 6.216 que indicaba con summary()

```
sqrt(sum(fit1$residuals^2)/(length(fit1$residuals)-2))
```

6.21576 que redondeado coincide

Ojo! Hay que tener cuidado con ésto para las comparativas (utiliza n-p en el denominador, pero en la práctica se usa directamente n para las comparativas)

Predicción sobre nuevos datos Cálculo manual del error para conjuntos de test

Predicción sobre nuevos valores

```
predict(fit1,data.frame(lstat=c(5,10,15)))
29.80359 25.05335 20.30310
```

Cálculo manual de la raíz del ECM (RMSE) para conjuntos de test (a modo de ejemplo se usa el propio conjunto inicial)

```
yprime=predict(fit1,data.frame(lstat=Boston$lstat))
#o directamente #yprime=predict(fit1,Boston)
sqrt(sum(abs(Boston$medv-yprime)^2)/length(yprime))
```

Obtención del modelo añadiendo variables

fit3=Im(medv~lstat+age,data=Boston) summary(fit3)

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 33.22276  0.73085  45.458 < 2e-16 ***
Istat     -1.03207  0.04819 -21.416 < 2e-16 ***
age        0.03454  0.01223  2.826  0.00491 **
Residual standard error: 6.173 on 503 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.5513, Adjusted R-squared: 0.5495
F-statistic: 309 on 2 and 503 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Visualización de pares de variables por escala de grises:

> Probemos Istat+rm

plot(temp[,-dim(temp)[2]],pch=16,col=gray(1-(temp[,dim(temp)[2]]/max(temp[,dim(temp)[2]]))))

fit4=Im(medv~lstat+rm,data=Boston) summary(fit4)

Obtención del modelo con todas las variables fit5=lm(medv~.,data=Boston) summary(fit5)

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 3.646e+01 5.103e+00 7.144 3.28e-12
           -1.080e-01 3.286e-02 -3.287 0.001087 **
crim
           4.642e-02 1.373e-02 3.382 0.000778 ***
zn
           2.056e-02 6.150e-02 0.334 0.738288
indus
         2.687e+00 8.616e-01 3.118 0.001925 **
chas
       -1.777e+01 3.820e+00 -4.651 4.25e-06 ***
nox
          3.810e+00 4.179e-01 9.116 < 2e-16 ***
rm
           6.922e-04 1.321e-02 0.052 0.958229
age
dis
         -1.476e+00 1.995e-01 -7.398 6.01e-13 ***
         3.060e-01 6.635e-02 4.613 5.07e-06 ***
rad
    -1.233e-02 3.760e-03 -3.280 0.001112 **
tax
ptratio -9.527e-01 1.308e-01 -7.283 1.31e-12 ***
black
          9.312e-03 2.686e-03 3.467 0.000573 ***
           -5.248e-01 5.072e-02 -10.347 < 2e-16 ***
lstat
Residual standard error: 4.745 on 492 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7406,
                              Adjusted R-squared: 0.7338
F-statistic: 108.1 on 13 and 492 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Ojo! tener en cuenta los distintos grados de libertad de modelos con distinto número de variables

Eliminamos las variables supuestamente no relevantes fit6=lm(medv~.-age-indus,data=Boston) summary(fit6)

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 36.341145
                      5.067492 7.171 2.73e-12 ***
crim
           -0.108413
                     0.032779 -3.307 0.001010 **
                     0.013523 3.390 0.000754 ***
           0.045845
zn
                     0.854240 3.183 0.001551 **
chas
           2.718716
                     3.535243 -4.915 1.21e-06 ***
          -17.376023
nox
                    0.406316 9.356 < 2e-16 ***
           3.801579
rm
                    0.185731 -8.037 6.84e-15 ***
dis
           -1.492711
rad
           0.299608
                     0.063402 4.726 3.00e-06 ***
                    0.003372 -3.493 0.000521 ***
           -0.011778
tax
         ptratio
           0.009291 0.002674 3.475 0.000557 ***
black
           -0.522553 0.047424 -11.019 < 2e-16 ***
lstat
Residual standard error: 4.736 on 494 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7406,
                            Adjusted R-squared: 0.7348
F-statistic: 128.2 on 11 and 494 DF, p-value: < 2.2e-16
```

- Mirando adjusted R2 podemos ver si el modelo mejora o empeora (se pueden aceptar pequeñas pérdidas)
- Mejora levemente respecto al anterior

> Eliminamos más variables

fit7=Im(medv~.-age-indus-chas-crim,data=Boston) summary(fit7)

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 35.459724
                     5.158054 6.875 1.87e-11 ***
           0.041396
                    0.013737 3.013 0.002715 **
                     3.583879 -4.326 1.84e-05 ***
          -15.502932
nox
                   0.414180 9.367 < 2e-16 ***
rm
           3.879580
                   0.187926 -7.725 6.26e-14 ***
dis
          -1.451648
                   0.061778 4.086 5.12e-05 ***
          0.252412
rad
          -0.012360 0.003427 -3.606 0.000342 ***
tax
          ptratio
          black
           -0.555124   0.047699   -11.638   < 2e-16 ***
1stat
Residual standard error: 4.832 on 496 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.7289,
                           Adjusted R-squared: 0.724
F-statistic: 148.2 on 9 and 496 DF, p-value: < 2.2e-16
```

- Mirando adjusted R2 podemos ver si el modelo mejora o empeora (se pueden aceptar pequeñas pérdidas)
- > Empeora levemente respecto al anterior (1% aprox.)

Interacciones y no linealidad

> Interaciones (incluimos la función con la interacción)

```
attach(Boston)
fit8=lm(medv~lstat*rm,Boston)
summary(fit8)
plot(medv~lstat)
points(lstat,fitted(fit8),col="green",pch=20)
```

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) (Intercept) -29.12452 3.34250 -8.713 <2e-16 *** lstat 2.19398 0.20570 10.666 <2e-16 *** rm 9.70126 0.50023 19.393 <2e-16 *** lstat:rm -0.48494 0.03459 -14.018 <2e-16 *** Residual standard error: 4.701 on 502 degrees of freedom Multiple R-squared: 0.7402, Adjusted R-squared: 0.7387 F-statistic: 476.9 on 3 and 502 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Directamente la interacción entre ambas da el mejor modelo obtenido hasta el momento

Interacciones y no linealidad

No linealidad (usamos la función I para que lo considere tal cual)

```
fit9=Im(medv~I(Istat^2),Boston)
summary(fit9)
plot(medv~Istat)
points(Istat,fitted(fit9),col="red",pch=20)

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

(Intercept) 27.647392 0.429925 64.31 <2e-16 ***
I(1stat^2) -0.024240 0.001359 -17.84 <2e-16 ***
Residual standard error: 7.207 on 504 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3871, Adjusted R-squared: 0.3859
F-statistic: 318.3 on 1 and 504 DF, p-value: < 2.2e-16
```

> No linealidad: es necesario incluir los términos de menor grado

Interacciones y no linealidad

No linealidad (polinomios - splines)

```
fit10=lm(medv~poly(lstat,18))
summary(fit10)
points(lstat,fitted(fit10),col="blue",pch=20)
```

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                              0.2294 98.207 < 2e-16 ***
(Intercept)
                   22.5328
                              5.1611 -29.540 < 2e-16 ***
poly(lstat, 18)1 -152.4595
poly(lstat, 18)2
                64.2272
                              5.1611 12.444 < 2e-16 ***
poly(lstat, 18)3 -27.0511
                              5.1611 -5.241 2.38e-07 ***
poly(lstat, 18)4 25.4517
                              5.1611 4.931 1.12e-06 ***
                 -19.2524
                              5.1611 -3.730 0.000214 ***
poly(lstat, 18)5
poly(lstat, 18)6
                              5.1611 1.261 0.207875
                   6.5088
poly(lstat, 18)17 -2.9429
                              5.1611 -0.570 0.568810
                 -2.9605
poly(lstat, 18)18
                              5.1611 -0.574 0.566489
Residual standard error: 5.161 on 487 degrees of freedom
                                Adjusted R-squared: 0.6851
Multiple R-squared: 0.6963,
F-statistic: 62.03 on 18 and 487 DF, p-value: < 2.2e-16
```

- Se debería cortar en grado 5?
- Qué pasaría con?:

```
fitprueba=lm(medv~lstat +rm +l(lstat * rm) +l(lstat^2) +l(lstat^2 * rm),Boston) summary(fitprueba) plot(medv~lstat) points(lstat,fitted(fitprueba),col="red",pch=20)
```

Predicción sobre nuevos datos Cálculo manual del error para conjuntos de test

Cálculo manual de la raíz del ECM (RMSE) para conjuntos de test (a modo de ejemplo se usa el propio conjunto inicial)

```
yprime=predict(fit8,Boston)
sqrt(sum(abs(Boston$medv-yprime)^2)/length(yprime))
```

Lectura de datasets en formato KEEL

Keel.ugr.es -> Keel-dataset -> Regression datasets (32) Descargar el dataset completo "California" > Lectura: xtra <- read.csv("california.dat", comment.char="@") #head(xtra) #Asignación manual names(xtra) <- c("Longitude", "Latitude", "HousingMedianAge", "TotalRooms", "TotalBedrooms", "Population", "Households", "MedianIncome", "MedianHouseValue") #Asignación automática, facilita el acceso a los campos n <- length(names(xtra)) - 1 names(xtra)[1:n] <- paste ("X", 1:n, sep="") names(xtra)[n+1] <- "Y"

TAREA (para evaluación continua): Reproduzca el estudio para el conjunto de datos California y suba el/los fichero/s .R a PRADO en la actividad correspondiente

Keel.ugr.es -> Keel-dataset -> Regression datasets (32)