

Parte Teórica

- Plantear el Problema de regresión como un problema de mínimos cuadrados.

En forma matricial se puede expresar el problema como

$$y = X\hat{\beta} + \hat{u}$$

donde el vector u representa los errores (residuos), la idea es minimizar los errores al cuadrado, éstos son u transpuesta por u cuya expresión es

$$\begin{aligned}\hat{u}'\hat{u} &= (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta}) = (y' - \hat{\beta}'X')(y - X\hat{\beta}) \\ &= y'y - \hat{\beta}'X'y - y'X\hat{\beta} + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \\ &= y'y - 2\hat{\beta}'X'y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta}\end{aligned}$$

Para hallar el mínimo de la expresión anterior respecto a β , derivamos e igualamos a cero

$$\frac{\partial(\hat{u}'\hat{u})}{\partial\hat{\beta}} = -2X'y + 2X'X\hat{\beta} = 0_k$$

Se llega al siguiente sistema de ecuaciones

$$X'X\hat{\beta} = X'y$$

Así la solución para β es

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'y$$

- ¿Por qué el planteamiento nos da un ajuste lineal?

Porque se encuentra una solución para las betas que por planteamiento son lineales

- Argumentar la solución encontrada y un problema de proyección de subespacios vectoriales de álgebra lineal ¿Cuál es la relación particular con el teorema de Pitágoras?
- ¿Qué logramos al agregar una columna de unos a la matriz X ?

Se logra incluir un coeficiente de β constante (no depende de las variables de la matriz X), este coeficiente no necesariamente tiene una interpretación sino que sirve para ajustar la estimación

- Plantear el problema de regresión ahora como un problema de estadística

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i^1 + \dots + \beta_p X_i^p + \epsilon_i$$

Para el modelo lineal, en forma vectorial con n observaciones y p coeficientes, en forma vectorial tenemos

$$Y = X\beta + e$$

con

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{p-11} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{p-12} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{p-1n} \end{pmatrix}, \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{p-1} \end{pmatrix}, e = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{pmatrix},$$

Donde X, Y son conocidas y el vector Beta desconocido, los errores se distribuyen normal, $e \sim N(0, \sigma^2 I)$

- ¿Cuál es la función de verosimilitud del problema anterior?

La función de densidad conjunta es

$$\begin{aligned} f(e; 0, \sigma^2 I) &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{p/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (e)' \left(\frac{1}{\sigma^2} I \right) (e) \right\} \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{p/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (Y - X\beta)' \left(\frac{1}{\sigma^2} I \right) (Y - X\beta) \right\} \\ &= \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{p/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} (Y - X\beta)' (Y - X\beta) \right\} \end{aligned}$$

La función de máxima verosimilitud es

$$L(\sigma^2, \beta; \mathbf{e}) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{p/2}} \exp \frac{-1}{2\sigma^2} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)^t (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)$$

$$\text{Ln}(L(\sigma^2, \beta; \mathbf{e})) = -\frac{p}{2} (\ln 2\pi + \ln \sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)^t (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)$$

- Mostrar que la solución de máxima verosimilitud es la misma que la del problema de mínimos cuadrados.

Derivando respecto a beta y sigma cuadrada se tiene

$$\frac{\partial \text{Ln}(L(\cdot))}{\partial \beta} = -\frac{1}{2\sigma^2} (-2\mathbf{X}^t \mathbf{Y} + 2\mathbf{X}^t \mathbf{X} \beta)$$

$$\frac{\partial \text{Ln}(L(\cdot))}{\partial \sigma^2} = -\frac{p}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (\mathbf{Y}^t \mathbf{Y} - 2\mathbf{Y}^t \mathbf{X} \beta + \beta^t \mathbf{X}^t \mathbf{X} \beta)$$

$$= -\frac{p}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)^t (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)$$

Igualando a cero y resolviendo tenemos

$$-\frac{1}{2\sigma^2} (-2\mathbf{X}^t \mathbf{Y} + 2\mathbf{X}^t \mathbf{X} \beta) = 0$$

$$\Rightarrow -\mathbf{X}^t \mathbf{Y} + \mathbf{X}^t \mathbf{X} \beta = 0$$

$$\Rightarrow \hat{\beta} = (\mathbf{X}^t \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^t \mathbf{Y}$$

Misma solución que mínimos cuadrados

$$-\frac{p}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta)^t (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\beta) = 0$$

$$\Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta})^t (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta})}{p}$$

- Investiga el contenido del Teorema de **Gauss-Markov** sobre mínimos cuadrados

El Teorema de Gauss-Markov establece que dada una función estimable, su **estimador lineal de mínima varianza** es el estimador de mínimos cuadrados.

Parte Aplicada

Utilizarlos datos diamonds del paquete ggplot2, explicarla variable Price usando las variables numéricas

```
> library(ggplot2)
> data("diamonds")
>
> ## Estructura de los datos
> str(diamonds)
Classes 'tbl_df', 'tbl' and 'data.frame':      53940 obs. of  10 variables:
 $ carat  : num  0.23 0.21 0.23 0.29 0.31 0.24 0.24 0.26 0.22 0.23 ...
 $ cut    : Ord.factor w/ 5 levels "Fair"<"Good"<..: 5 4 2 4 2 3 3 3 1 3 ...
 $ color  : Ord.factor w/ 7 levels "D"<"E"<"F"<"G"<..: 2 2 2 6 7 7 6 5 2 5 ...
 $ clarity: Ord.factor w/ 8 levels "I1"<"SI2"<"SI1"<..: 2 3 5 4 2 6 7 3 4 5 ...
 $ depth  : num  61.5 59.8 56.9 62.4 63.3 62.8 62.3 61.9 65.1 59.4 ...
 $ table  : num  55 61 65 58 58 57 57 55 61 61 ...
 $ price  : int  326 326 327 334 335 336 336 337 337 338 ...
 $ x      : num  3.95 3.89 4.05 4.2 4.34 3.94 3.95 4.07 3.87 4 ...
 $ y      : num  3.98 3.84 4.07 4.23 4.35 3.96 3.98 4.11 3.78 4.05 ...
 $ z      : num  2.43 2.31 2.31 2.63 2.75 2.48 2.47 2.53 2.49 2.39 ...
> head(diamonds)
  carat cut    color clarity depth table price    x    y    z
1  0.23 Ideal    E     SI2   61.5    55   326  3.95  3.98  2.43
2  0.21 Premium  E     SI1   59.8    61   326  3.89  3.84  2.31
3  0.23 Good     E     VS1   56.9    65   327  4.05  4.07  2.31
4  0.29 Premium  I     VS2   62.4    58   334  4.20  4.23  2.63
5  0.31 Good     J     SI2   63.3    58   335  4.34  4.35  2.75
6  0.24 Very Good J     VVS2  62.8    57   336  3.94  3.96  2.48

> #####
> ## utilizar unicamente variables numericas
>
> variables numericas <- which(sapply(diamonds,is.numeric)) #un indice (vector) para saber que columnas son numericas (int o decimal)
>
> datos <- diamonds[,variables.numericas]
> str(datos)
Classes 'tbl_df', 'tbl' and 'data.frame':      53940 obs. of  7 variables:
 $ carat: num  0.23 0.21 0.23 0.29 0.31 0.24 0.24 0.26 0.22 0.23 ...
 $ depth: num  61.5 59.8 56.9 62.4 63.3 62.8 62.3 61.9 65.1 59.4 ...
 $ table: num  55 61 65 58 58 57 57 55 61 61 ...
 $ price: int  326 326 327 334 335 336 336 337 337 338 ...
 $ x    : num  3.95 3.89 4.05 4.2 4.34 3.94 3.95 4.07 3.87 4 ...
 $ y    : num  3.98 3.84 4.07 4.23 4.35 3.96 3.98 4.11 3.78 4.05 ...
 $ z    : num  2.43 2.31 2.31 2.63 2.75 2.48 2.47 2.53 2.49 2.39 ...
>
> p <- dim(datos)[2] # número de coeficientes
> n <- dim(datos)[1] # número de observaciones
```

Generar Modelo

```
> #####  
> ## Modelo de regresión  
> diamonds.lm <- lm(price~.,data=datos)  
>  
> #diamonds.lm  
> summary(diamonds.lm)
```

```
Call:  
lm(formula = price ~ ., data = datos)
```

```
Residuals:  
      Min       1Q   Median       3Q      Max  
-23878.2  -615.0   -50.7    347.9  12759.2
```

```
Coefficients:  
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)  
(Intercept)  20849.316    447.562   46.584 < 2e-16 ***  
carat        10686.309     63.201  169.085 < 2e-16 ***  
depth        -203.154      5.504  -36.910 < 2e-16 ***  
table        -102.446      3.084  -33.216 < 2e-16 ***  
x            -1315.668     43.070  -30.547 < 2e-16 ***  
y              66.322     25.523   2.599  0.00937 **  
z              41.628     44.305   0.940  0.34744
```

```
---  
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

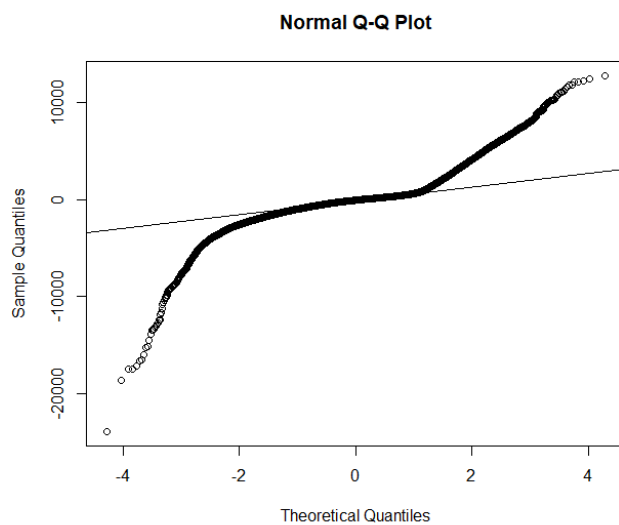
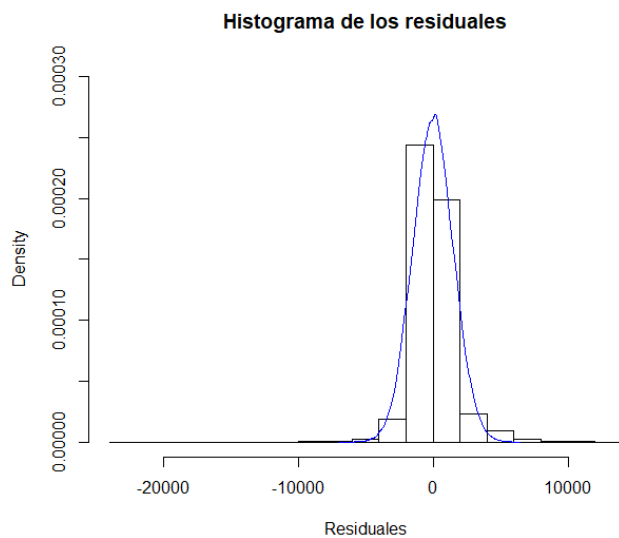
```
Residual standard error: 1497 on 53933 degrees of freedom  
Multiple R-squared:  0.8592, Adjusted R-squared:  0.8592  
F-statistic: 5.486e+04 on 6 and 53933 DF, p-value: < 2.2e-16
```

- ¿Qué tan bueno es el ajuste?

Los p-values de cada variable a excepción de la variable z, nos indican que cada variable es significativa, es decir, su coeficiente realmente debe ser distinto de cero, de la misma forma, el p-value del estadístico F nos indica que el modelo completo (la combinación lineal de las variables con los coeficientes obtenidos) es significativo

Validación de los supuestos del modelo

```
> ## 1) Normalidad de los errores  
> hist(diamonds.lm$residuals,main="Histograma de los residuales",prob=TRUE,ylim = c(0,0.00030),xlab = "Residuales")  
> lines(density(sort(rnorm(100000,0,1500))),col="blue")
```



Visualmente el histograma de los errores parece normal, sin embargo el QQ plot muestra separación entre los cuartiles teóricos y los observados

Veamos ahora un prueba de bondad de ajuste

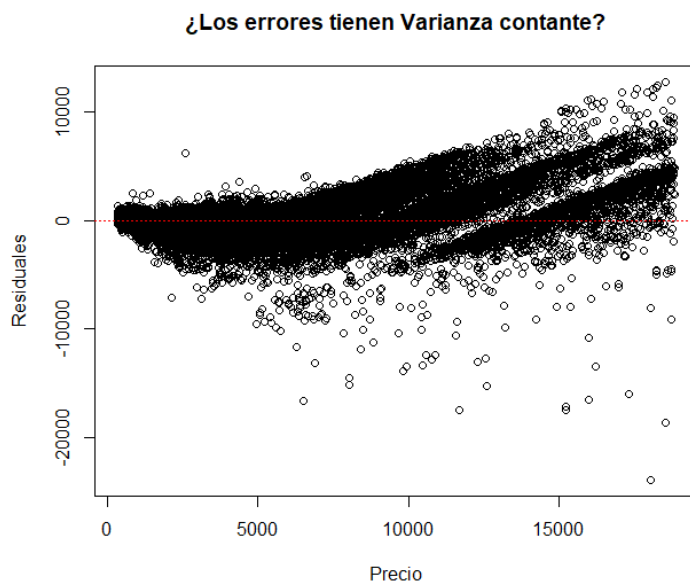
```
> shapiro.test(sample(diamonds.lm$residuals,5000))
```

shapiro-wilk normality test

```
data: sample(diamonds.lm$residuals, 5000)
W = 0.8267, p-value < 2.2e-16
```

Como el p-value de la prueba < 0.05 rechazamos la hipótesis de que los residuales se distribuyan normal.

```
> ## 2) ¿Varianza constante?
> ## Los errores deben verse de forma aleatoria al rededor del cero en función de la variable objetivo (price)
> plot(diamonds.lm$residuals ~ datos$price, xlab="Precio", ylab = "Residuales", main="¿Los errores tienen Varianza contante?")
> abline(h = 0, lty = 3, col="red")
> |
```



La varianza muestra cierta tendencia conforme el precio aumenta, lo que sugiere que no se cumpla con la condición de varianza constante

- ¿Qué medida ayuda a saber la calidad del modelo?

La R cuadrada ajustada, pues además de medir la variabilidad del modelo respecto a la variabilidad total, penaliza la inclusión de variables no significativas

- ¿Cuál es el ángulo entre los precios reales y los estimados?

```
> ## Ángulo entre los precios reales y las estimaciones
> model <- summary(diamonds.lm)
>
> angulo <- (180/pi)*(acos(sqrt(model$adj.r.squared)))
> angulo
[1] 22.03848
```

- Crear una función que calcule la Log verosimilitud

```
> #####
> ## Crear función de Log-verosimilitud
>
> #help(optim)
>
> ## Nota: Asignar de forma predeterminada las matrices X y Y, para que la función sólo tenga que recibir un parametro
> ## que sean los coeficientes a optimizar
> datos.Y <- datos$price
> datos.X <- datos
> datos.X$price <- NULL ## Drop la variable price
> |
```

```
> #####
>
> log.mle <- function(parametros,X = datos.X,Y = datos.Y)
+ {
+   + # Los parametros de la función son:
+   + # parametros: un vector con los coeficientes de beta + la varianza en la última posición del vector
+   + # X: la matrix de variables independientes, no incluye la columna de unos (puede ser data frame o matrix)
+   + # Y: la variable independiente
+   + # Garantizar el tipo de objeto correcto
+   + parametros <- as.vector(parametros)
+   + matriz.x <- cbind(1,X) ## Agregar la columna de unos (1s)
+   + matriz.x <- as.matrix(matriz.x)
+   + Y <- as.vector(Y)
+   + # En el objeto parametros, incluir los coeficientes de beta a estimar más la varianza al en la última entrada del vector
+   + k <- length(parametros)
+   + beta <- parametros[c(1:(k-1))] # Extrae los elementos excepto el último
+   + varianza <- parametros[k] # Extrae el último elemento
+   + # P es en número de parametros a estimar
+   + p <- length(beta)
+   + ## Notar que en R ya existe por default el valor para pi = 3.14
+   +
+   + error <- sum((Y - matriz.x%*%beta)^2)
+   + # Nota: La función "optim" minimiz por default, definir nuestra función con un menos
+   + # Nota: se definio de forma positiva "mle" pues la versión original tiene signo negativo, esto para poder minimizar
+   + mle <- (p/2)*(log(2*pi)+log(varianza)) + (1/(2*varianza))*error
+   + return(mle)
+ }
> |
```


Validar el funcionamiento de la función

```
> ## utilizar la función
>
> ## iniciar los parametros
> # Deben ser 7 betas + 1 varianza
> valores.iniciales <- c(100,100,100,100,100,100,100,100)
> length(valores.iniciales)
[1] 8
>
>
> ## Checar que la función definida previamente se ejecute e forma correcta
> log.mle(valores.iniciales)
[1] 28845659992
> |
```

- Utilizar la función optim para hallar el máximo de la función de Logverosimilitud

```
> #####
>
> ### utilizar algunos valores iniciales cercanos a los optimos
>
> beta <- as.vector(diamonds.lm$coefficients)
> matriz.x <- as.matrix(cbind(1,datos.X)) ## Agregar la columna de 1s
>
> ## Sabemos que el estimador por MLE (sesgado) de la varianz es:
> varianza <- sum((datos.Y - matriz.x%%beta)^2)/(n - p)
> |
```

Resultados de la función optim

```
> #####
> casi.optimos <- c(diamonds.lm$coefficients,varianza) + 1000
> casi.optimos
(Intercept)      carat      depth      table          x          y          z
21849.3164    11686.3091     796.8459     897.5543    -315.6678    1066.3216    1041.6277 2241872.5361
>
> optim(par=casi.optimos, log.mle, method = "L-BFGS-B")
$par
(Intercept)      carat      depth      table          x          y          z
21850.34796    10764.25874    -213.17787    -107.06417    -1340.78307     58.60291     44.32766 2241932.96717

$value
[1] 27014.21

$counts
function gradient
      122       122

$convergence
[1] 0

$message
[1] "CONVERGENCE: REL_REDUCTION_OF_F <= FACTR*EPSMCH"
```

Comparar resultados con los obtenidos previamente

```
>
> #####
> ## Comparar con los resultados de la función lm
> diamonds.lm$coefficients
(Intercept)      carat      depth      table          x          y          z
20849.3164    10686.3091    -203.1541    -102.4457    -1315.6678     66.3216     41.6277
> varianza
[1] 2240873
>
>
> ## Notar que para la variables  depth, table, x, y , z se tomó un valor inicial
> ## alejado del optimo y la función los aproximó a los ya conocidos y correctos
> |
```