Aplicaciones del modelo de regresión lineal: análisis de relaciones entre variables

Contents

6	Dos regresores cuantitativos	8
5	Un regresor cualitativo y otro cuantitativo 5.1 Sin interacción	5 5
4	Logaritmos y porcentajes	4
3	Un regresor cuantitativo	3
2	Un regresor cualitativo	1
1	Datos	1

1 Datos

```
d = read.csv("datos/kidiq.csv")
d$mom_hs = factor(d$mom_hs, labels = c("no", "si"))
d$mom_work = factor(d$mom_work, labels = c("notrabaja", "trabaja23", "trabaja1_parcial", "trabaja1_comp
```

2 Un regresor cualitativo

• $mom_hs = si => mom_hssi = 1$

Estimamos el modelo

```
kid\_score_i = \beta_0 + \beta_1 mom\_hssi_i + u_i
```

donde mom_hssi es una variable auxiliar con valores 0,1:

```
• mom_hs = no => mom_hssi = 0
m1 = lm(kid_score ~ mom_hs, data = d)
summary(m1)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = kid_score ~ mom_hs, data = d)
##
## Residuals:
## Min 1Q Median 3Q Max
## -57.55 -13.32 2.68 14.68 58.45
##
```

```
## Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept)
                77.548
                            2.059
                                  37.670 < 2e-16 ***
                            2.322
                                    5.069 5.96e-07 ***
                11.771
## mom_hssi
##
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 19.85 on 432 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.05613,
                                   Adjusted R-squared:
## F-statistic: 25.69 on 1 and 432 DF, p-value: 5.957e-07
Tenemos dos modelos
```

• mom hssi = 0:

$$kid_score_i = \beta_0 + u_i$$

Eliminamos el término u_i tomando esperanzas:

$$\mathbf{E}[kid_score_i] = \beta_0$$

Es decir, β_0 es la media de las puntuaciones de los chicos cuyas madres no han terminado el bachillerato.

```
# lo comprobamos en R
mean(d$kid_score[d$mom_hs=="no"])
```

[1] 77.54839

• mom hssi = 1:

$$kid\ score_i = \beta_0 + \beta_1 + u_i$$

$$E[kid_score_i] = \beta_0 + \beta_1$$

Luego β_1 es la diferencia entre la media de las puntuaciones de los chicos cuya madre han terminado y las que no han terminado bachillerato.

```
# en R
mean(d$kid_score[d$mom_hs=="si"]) - mean(d$kid_score[d$mom_hs=="no"])
```

[1] 11.77126

Estas conclusiones ya las obtuvimos en los primeros temas para los valores estimados con mínimos cuadrados. Sin embargo, ahora utilizamos modelos con parámetros y podemos utilizar la inferencia para comprobar si esa diferencia es fruto del azar o no. Por ejemplo, el contraste:

$$H_0: \beta_1 = 0H_1: \beta_1 \neq 0$$

Mirando el pvalor correspondiente, se rechaza H0, luego los hijos de madres con bachillerato tienen una puntuación mayor que los hijos de madres sin bachillerato (una puntuación 11.77 puntos superior en promedio).

También lo podemos hacer con los intervalos de confianza:

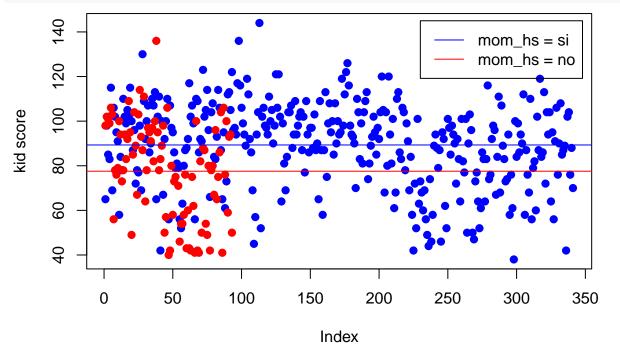
```
confint(m1)
```

```
## 2.5 % 97.5 %
## (Intercept) 73.502246 81.59453
## mom hssi 7.206598 16.33592
```

El intervalo para β_1 es el rango de valores posibles para dicho parámetro, y entre ellos no está el cero.

Gráficamente:

```
plot(d$kid_score[d$mom_hs=="si"], col = "blue", pch = 19, ylab = "kid score")
points(d$kid_score[d$mom_hs=="no"], col = "red", pch = 19)
abline(h=m1$coeff[1], col = "red")
abline(h=m1$coeff[1]+m1$coef[2], col = "blue")
legend(230,145, legend = c("mom_hs = si", "mom_hs = no"), col = c("blue", "red"), lty = c(1,1))
```



3 Un regresor cuantitativo

```
m2 = lm(kid_score ~ mom_iq, data = d)
summary(m2)
##
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq, data = d)
##
## Residuals:
##
       Min
                1Q Median
                                3Q
                                       Max
  -56.753 -12.074
                     2.217 11.710 47.691
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 25.79978
                           5.91741
                                      4.36 1.63e-05 ***
## mom_iq
                0.60997
                           0.05852
                                     10.42 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
##
## Residual standard error: 18.27 on 432 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.201, Adjusted R-squared: 0.1991
## F-statistic: 108.6 on 1 and 432 DF, p-value: < 2.2e-16</pre>
```

• Interpretación de β_1 : Se interpreta como el aumento de la puntuación media cuando incrementamos en una unidad el IQ de las madres. Efectivamente, sean la madre-hijo 1 y la madre-hijo 2. Los modelos para ambos son:

$$E[kid_score_1] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_1 E[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2$$

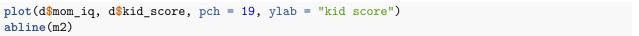
Restando:

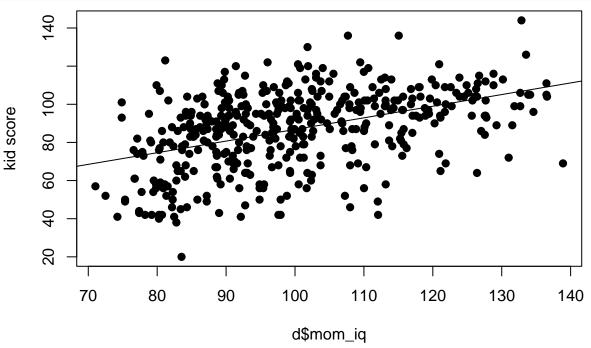
$$E[kid \ score_1] - E[kid \ score_2] = \beta_1(mom \ iq_1 - mom \ iq_2)$$

Luego si $(mom_iq_1 - mom_iq_2 = 1$, entonces $\beta_1 = E[kid_score_1] - E[kid_score_2]$. El pvalor para β_1 es muy pequeño, luego β_1 es significativo.

Interpretación de β₀: Se interpreta como la puntuación que obtendría un chico cuya madre tiene IQ=0.
 En este caso, no tiene mucho sentido interpretar este parámetro. Según el pvalor, es estadísticamente significativo.

Gráficamente:





4 Logaritmos y porcentajes

Supongamos que tenemos el modelo:

$$\log(\mathrm{E}[y_i]) = \beta_0 + \beta_1 x_i$$

Tomando diferenciales:

$$\frac{d\mathbf{E}[y_i]}{\mathbf{E}[y_i]} = \beta_1 dx_i \Rightarrow \beta_1 = \frac{\Delta \mathbf{E}[y_i]/\mathbf{E}[y_i]}{\Delta x_i}$$

Es decir, un incremento de una unidad de x produce un incremento del β_1 % de y.

```
m3 = lm(log(kid_score) ~ mom_iq, data = d)
summary(m3)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = log(kid_score) ~ mom_iq, data = d)
##
## Residuals:
##
       Min
                 1Q
                      Median
                                    3Q
                                            Max
## -1.30612 -0.13453 0.04982 0.16243
                                       0.52888
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                         0.0787286
                                      46.33
## (Intercept) 3.6474338
                                              <2e-16 ***
## mom_iq
              0.0078342 0.0007786
                                      10.06
                                              <2e-16 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.243 on 432 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.1899, Adjusted R-squared: 0.188
## F-statistic: 101.2 on 1 and 432 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Luego un incremento de 1 del IQ de las madres produce un incremento del 0.81% de la puntuación de los hijos.

5 Un regresor cualitativo y otro cuantitativo

5.1 Sin interacción

```
m4 = lm(kid_score ~ mom_iq + mom_hs, data = d)
summary(m4)
##
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq + mom_hs, data = d)
##
## Residuals:
      Min
                1Q Median
                                3Q
                                       Max
## -52.873 -12.663
                     2.404
                           11.356
                                    49.545
##
## Coefficients:
##
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 25.73154
                           5.87521
                                     4.380 1.49e-05 ***
                           0.06057
                                     9.309 < 2e-16 ***
## mom_iq
                0.56391
## mom hssi
                5.95012
                           2.21181
                                     2.690 0.00742 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```
##
## Residual standard error: 18.14 on 431 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.2141, Adjusted R-squared: 0.2105
## F-statistic: 58.72 on 2 and 431 DF, p-value: < 2.2e-16</pre>
```

$$E[kid_score_i] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_i + \beta_2 mom_hssi_i$$

Que en realidad son dos modelos con distinta ordenada en el origen y distinta pendiente:

• Si mom hssi = 0:

$$E[kid_score_i] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_i$$

• Si $mom_hssi = 1$:

$$E[kid_score_i] = (\beta_0 + \beta_2) + \beta_1 mom_iq_i$$

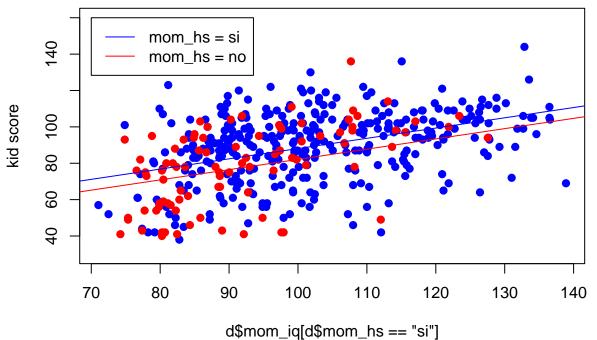
Por tanto:

El modelo es:

- β_0 : puntuación media de un chico cuya madre no ha terminado bachillerato y tiene un IQ=0
- β_1 : si comparamos chicos con el mismo valor de mom_hssi , un incremento de un punto en mom_iq conlleva un aumento medio de β_1 para kid_score . Ese incremento es significativo.
- β_2 : para dos madres con el mismo IQ, una ternimó el bachillerato y la otra no, la puntuación media de los chichos se diferencia en 5.95. Esa diferencia es estadísticamente significativa.

Gráficamente:

```
plot(d$mom_iq[d$mom_hs=="si"], d$kid_score[d$mom_hs=="si"], col = "blue", pch = 19, ylab = "kid score",
points(d$mom_iq[d$mom_hs=="no"], d$kid_score[d$mom_hs=="no"], col = "red", pch = 19)
abline(a = m4$coeff[1], b = m4$coeff[2], col = "red")
abline(a = m4$coeff[1] + m4$coeff[3], b = m4$coeff[2], col = "blue")
legend(70,160, legend = c("mom_hs = si", "mom_hs = no"), col = c("blue", "red"), lty = c(1,1))
```



5.2 Con interacción

```
m5 = lm(kid_score ~ mom_iq * mom_hs, data = d)
summary(m5)
##
## Call:
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq * mom_hs, data = d)
##
## Residuals:
##
       Min
                1Q
                    Median
                                3Q
                                       Max
##
  -52.092 -11.332
                     2.066
                            11.663
                                    43.880
##
##
  Coefficients:
##
                   Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)
                   -11.4820
                               13.7580
                                        -0.835 0.404422
                                         6.531 1.84e-10 ***
## mom_iq
                     0.9689
                                0.1483
## mom hssi
                    51.2682
                               15.3376
                                         3.343 0.000902 ***
## mom_iq:mom_hssi
                    -0.4843
                                0.1622
                                        -2.985 0.002994 **
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 17.97 on 430 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.2301, Adjusted R-squared: 0.2247
## F-statistic: 42.84 on 3 and 430 DF, p-value: < 2.2e-16
El modelo es:
```

$$E[kid\ score_i] = \beta_0 + \beta_1 mom\ iq_i + \beta_2 mom\ hssi_i + \beta_3 mom\ hssi_i * mom\ iq_i$$

Que en realidad son dos modelos con distinta ordenada en el origen y distinta pendiente:

• Si mom hssi = 0:

$$E[kid_score_i] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_i$$

• Si $mom_hssi = 1$:

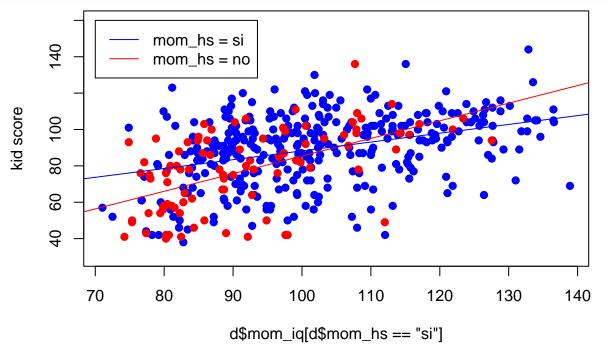
$$E[kid_score_i] = (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3)mom_iq_i$$

Por tanto:

- La puntuación del test para chicos cuya madre no completó el bachillerato y tienen IQ = 0 es -11.48 en promedio. Mirando el pvalor, $\beta_0 = 0$.
- La puntuación del test para los chicos cuya madre no completó el bachillerato aumenta 0.97 unidades cuando el IQ de la madre aumenta una unidad. Mirando el pvalor, β₁ ≠ 0.
- La puntuación del test para chicos cuya madre completó el bachillerato y tienen IQ = 0 es (-11.48 + 51.27). Mirando el pvalor, $\beta_2 \neq 0$, la ordenada en el origen no es la misma para ambos grupos.
- La puntuación del test para los chicos cuya madre completó el bachillerato aumenta (0.97 0.48) unidades cuando el IQ de la madre aumenta una unidad. Mirando el pvalor, β₃ ≠ 0, pendiente no es la misma para ambos grupos.

Gráficamente:

```
plot(d$mom_iq[d$mom_hs=="si"], d$kid_score[d$mom_hs=="si"], col = "blue", pch = 19, ylab = "kid score",
points(d$mom_iq[d$mom_hs=="no"], d$kid_score[d$mom_hs=="no"], col = "red", pch = 19)
abline(a = m5$coeff[1], b = m5$coeff[2], col = "red")
abline(a = m5$coeff[1] + m5$coeff[3], b = m5$coeff[2] + m5$coeff[4], col = "blue")
legend(70,160, legend = c("mom_hs = si", "mom_hs = no"), col = c("blue", "red"), lty = c(1,1))
```



6 Dos regresores cuantitativos

```
m6 = lm(kid_score ~ mom_iq + mom_age, data = d)
summary(m6)
##
## Call:
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq + mom_age, data = d)
##
## Residuals:
##
      Min
                                3Q
                1Q
                   Median
                                       Max
##
  -56.941 -12.493
                     2.257
                           11.614
                                    46.711
##
## Coefficients:
               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
##
## (Intercept) 17.59625
                           9.08397
                                     1.937
                                             0.0534 .
                0.60357
## mom_iq
                           0.05874
                                    10.275
                                             <2e-16 ***
## mom_age
                0.38813
                           0.32620
                                     1.190
                                             0.2348
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 18.26 on 431 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.2036, Adjusted R-squared: 0.1999
## F-statistic: 55.08 on 2 and 431 DF, p-value: < 2.2e-16
```

• Interpretación de β₁: Se interpreta como el aumento de la puntuación media cuando incrementamos en una unidad el IQ de las madres y mantenemos constante la edad de las madres. Efectivamente, sean la madre-hijo 1 y la madre-hijo 2. Los modelos para ambos son:

$$\mathbf{E}[kid_score_1] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_1 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_score_1] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_1 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_1 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_iq_2 + \beta_2 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_score_2] = \beta_0 + \beta_1 mom_age_2 \\ \mathbf{E}[kid_scor$$

Restando:

$$E[kid_score_1] - E[kid_score_2] = \beta_1(mom_iq_1 - mom_iq_2) + \beta_2(mom_age_1 - mom_age_2)$$

Luego si $(mom_iq_1 - mom_iq_2) = 1$ y $(mom_age_1 - mom_age_2) = 0$, entonces $\beta_1 = E[kid_score_1] - E[kid_score_2]$. El pvalor para β_1 es muy pequeño, luego β_1 es significativo.

• Interpretación de β_2 : Se interpreta como el aumento de la puntuación media cuando incrementamos en una unidad la edad de las madres y mantenemos constante el IQ de las madres. Procediendo igual que antes, tenemos:

$$E[kid_score_1] - E[kid_score_2] = \beta_1(mom_iq_1 - mom_iq_2) + \beta_2(mom_age_1 - mom_age_2)$$

$$\Rightarrow \Delta E[kid \ score] = \beta_1 \Delta mom \ iq_1 + \beta_2 \Delta mom \ age_1$$

Luego si $\Delta mom_iq = 0$ y $\Delta mom_age = 1$, entonces $\beta_1 = \Delta E[kid_score]$ El pvalor para β_2 es mayor que 0.05, luego β_2 no es significativo.