

# Bondad del ajuste en el modelo de regresión lineal

## Contents

<b>1 Coeficiente de determinacion <math>R^2</math></b>	<b>1</b>
<b>2 Coeficiente de determinacion ajustado <math>R_a^2</math></b>	<b>2</b>
<b>3 Ejemplo</b>	<b>3</b>

Estamos interesados en evaluar como de bueno es el modelo que se ha estimado. La calidad del modelo se puede calcular utilizando diferentes métricas:

## 1 Coeficiente de determinacion $R^2$

Dado unos datos  $(x_{1i}, \dots, x_{ki}, y_i)$ ,  $i = 1, \dots, n$ , se estima el modelo de regresión lineal

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} + u_i$$

obteniendo

$$y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki} + e_i$$

Es usual definir

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki}$$

por lo que

$$y_i = \hat{y}_i + e_i$$

Ya hemos visto que a partir de esta expresión se obtiene:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n e_i^2$$

$$SST = SSM + SSR$$

donde:

- SST: suma de cuadrados total
- SSM: suma de cuadrados correspondientes al modelo.
- SSR: suma de cuadrados correspondientes a los residuos.

Es decir, dividimos la suma de cuadrados total entre modelo y residuos. Por tanto es lógico definir un coeficiente dividiendo  $SSM$  entre  $SST$ , es decir, calcular el porcentaje de la suma de cuadrados que corresponde al modelo. Dicho coeficiente se llama **coeficiente de determinación**:

$$R^2 = \frac{SSM}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

Este coeficiente toma valores entre 0 y 1:

- Si el modelo es bueno, la suma de cuadrados del modelo será grande,  $R^2 \approx 1$ .
- Si el modelo es malo, los suma de cuadrados del modelo será pequeña,  $R^2 \approx 0$ .

## 2 Coeficiente de determinacion ajustado $R_a^2$

El coeficiente de determinación se ha definido como

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{(n - k - 1)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2}$$

Imaginemos que  $\beta_k = 0$ , es decir, que el regresor  $x_k$  no aporta información al modelo. Entonces podríamos estimar el modelo:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \cdots + \beta_{k-1} x_{(k-1)i} + u_i$$

con  $R_1^2$ . En principio se debería cumplir que  $R^2 = R_1^2$ . Sin embargo,

$$(n - (k - 1) - 1) > (n - k - 1)$$

$$(n - k)\hat{s}_R^2 > (n - k - 1)\hat{s}_R^2$$

$$\frac{(n - k)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2} > \frac{(n - k - 1)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2}$$

$$-\frac{(n - k)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2} < -\frac{(n - k - 1)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2}$$

$$1 - \frac{(n - k)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2} < 1 - \frac{(n - k - 1)\hat{s}_R^2}{(n - 1)\hat{s}_y^2}$$

$$R_1^2 < R^2$$

Por tanto, el coeficiente de determinación disminuye al aumentar el número de regresores  $k$ , aunque esos regresores no aporten información al modelo. Por este motivo se define el coeficiente de determinación ajustado:

$$R_a^2 = 1 - \frac{\hat{s}_R^2}{\hat{s}_y^2} = 1 - \frac{SSR/(n - k - 1)}{SST/(n - 1)} = 1 - \frac{SSR}{SST} \frac{(n - 1)}{(n - k - 1)}$$

Cuando comparamos modelos con diferente número de regresores es preferible utilizar  $R_a^2$ .

### 3 Ejemplo

```
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_completo"))

m1 = lm(kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs + mom_work, data = d)
summary(m1)

##
## Call:
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs + mom_work,
##      data = d)
##
## Residuals:
##    Min      1Q  Median      3Q     Max 
## -54.414 -12.095   2.015  11.653  49.100 
##
## Coefficients:
##                               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
## (Intercept)                20.27273   9.39320   2.158   0.0315 *  
## mom_iq                     0.55288   0.06138   9.008 <2e-16 *** 
## mom_age                    0.21629   0.33351   0.649   0.5170    
## mom_hssi                   5.43466   2.32518   2.337   0.0199 *  
## mom_worktrabaja23         2.98266   2.81289   1.060   0.2896    
## mom_worktrabaja1_parcial  5.48824   3.25239   1.687   0.0922 .  
## mom_worktrabaja1_completo 1.41929   2.51621   0.564   0.5730    
## ---                        
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1 
##
## Residual standard error: 18.14 on 427 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.2213, Adjusted R-squared:  0.2103 
## F-statistic: 20.22 on 6 and 427 DF,  p-value: < 2.2e-16

m2 = lm(kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs, data = d)
summary(m2)

##
## Call:
## lm(formula = kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs, data = d)
##
## Residuals:
##    Min      1Q  Median      3Q     Max 
## -53.289 -12.421   2.399  11.223  50.169 
##
## Coefficients:
##                               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)    
## (Intercept)                20.98466   9.13013   2.298   0.0220 *  
## mom_iq                     0.56254   0.06065   9.276 <2e-16 *** 
## mom_age                    0.22475   0.33075   0.680   0.4972    
## mom_hssi                   5.64715   2.25766   2.501   0.0127 *  
## ---                        
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1 
##
## Residual standard error: 18.15 on 430 degrees of freedom
```

```
## Multiple R-squared:  0.215,  Adjusted R-squared:  0.2095
## F-statistic: 39.25 on 3 and 430 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

Se tiene que  $R^2_{a1} = 0.2103$ ,  $R^2_{a2} = 0.2095$ . Por tanto no hay mucha diferencia entre los modelos a pesar de que el modelo m1 utiliza más regresores. Esto seguramente se debe al hecho de que la variable *mom\_work* no es significativa. Para comprobarlo utilizamos el contraste

- $H_0$  : Los modelos m1 y m2 son equivalentes.
- $H_1$  : Los modelos m1 y m2 NO son equivalentes.

```
anova(m1,m2)
```

```
## Analysis of Variance Table
##
## Model 1: kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs + mom_work
## Model 2: kid_score ~ mom_iq + mom_age + mom_hs
##   Res.Df   RSS Df Sum of Sq    F Pr(>F)
## 1     427 140471
## 2     430 141605 -3   -1134.2 1.1493 0.3289
```

El p-valor  $> 0.05$ , no se rechaza la hipótesis nula, los modelos son equivalentes, la variable *mom\_work* no es significativa.