# Estadística (1937) Unidad 7. Regresión Lineal

Marcelo Ruiz

Departamento de Matemática FCEFQyN de la UNRC

Diciembre de 2023

#### Definiciones básicas

Una variable predictora X y una respuesta Y y asumimos que<sup>1</sup>

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon \tag{1}$$

donde  $\epsilon$ , el error, tiene una distribución normal de media cero y varianza  $\sigma^2$ .

La pendiente  $\beta_1$  y la ordenada al origen  $\beta_0$  son desconocidos como así también la varianza del error  $\sigma^2$ . Si X es aleatoria, es independiente de  $\epsilon$ .

A  $\beta_0$  y  $\beta_1$  les denominamos parámetros del modelo

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Seguimos los textos de James et al. (2021) y Maronna (2021)

#### Estimación de los parámetros por mínimos cuadrados

Consideremos observaciones del modelo

$$(x_1, y_1), (x_2, y_2), \ldots, (x_n, y_n).$$

Si  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i$  y  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$  son las medias muestrales,

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}, \quad \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

minimizan la suma de cuadrados de los residuos

$$\mathrm{RSS} = e_1^2 + e_2^2 + \dots + e_n^2$$

donde  $e_i = y_i - \hat{y}_i$  es el *i*-ésimo residuo.

### Estimación de los parámetros por mínimos cuadrados

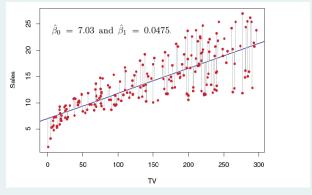


Figura 1: Datos "Advertising". Ajuste por mínimos cuadrados. James et al. (2021)

#### Estimación de los parámetros por mínimos cuadrados

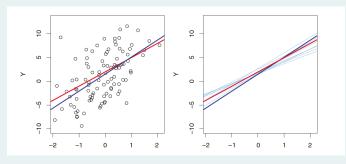


Figura 2: Datos simulados. A la izquierda: en azul la curva verdadera, en rojo la ajustada por OLS. A la derecha: en otros colores diferentes rectas incluida la ajustada por OLS. James et al. (2021)

#### Precisión de los estimadores

- SE  $(\hat{\beta}_1)$  y SE  $(\hat{\beta}_0)$  son insesgados.
- El error estándar (SE)de un estimador mide la variación del estimador.

$$\begin{split} & \mathsf{SE}\left(\hat{\beta}_1\right)^2 = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad \mathsf{SE}\left(\hat{\beta}_0\right)^2 = \sigma^2\left[\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}\right], \\ & \mathsf{asumiendo} \ \mathsf{que} \ \mathsf{los} \ \epsilon_i \ \mathsf{son} \ \mathsf{no-correlacionados} \ \mathsf{con} \ \mathsf{varianza} \\ & \mathsf{común} \ \sigma^2. \end{split}$$

A partir de ellos computamos intervalos de confianza (IC), que contendrán al verdadero valor del parámetro con cierto nivel. Un IC del 95 % de confianza es:

$$\hat{eta}_1 \pm 2 \cdot \mathsf{SE}\left(\hat{eta}_1\right)$$
 .

### Intervalos de confianza para los datos "Advertising"

- UN IC del 95 % para  $\beta_0$  es [6.130,7.935] y para  $\beta_1$ , [0.042,0.053].
- Interpretación:
  - en ausencia de publicidad las ventas estarán en promedio en algún punto entre 6,130 y 7,940 unidades.
  - Y, por cada \$1,000 de incremento en publicidad televisiva, habrá en promedio un incremento en las ventas entre 42 y 53 unidades.

#### Prueba de hipótesis para la pendiente

•  $H_0$ :  $\beta_1 = 0$  o "No existe relación entre X e Y." versus

 $H_A$ :  $\beta_1 \neq 0$  ó "Y depende linealmente de X".

El estadístico del test es

$$t=rac{\hat{eta}_1-0}{\mathsf{SE}\left(\hat{eta}_1
ight)}\sim t_{n-2}$$
 si vale  $H_0$ 

■ En R calculamos el valor p de la prueba (o probabilidad de error si rechazamos  $H_0$ ).

Nota: la prueba de hipótesis para la ordenada al origen es similar.

#### Precisión global del modelo

■ El error estándar residual

RSE = 
$$\sqrt{\frac{1}{n-2}}$$
RSS =  $\sqrt{\frac{1}{n-2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2}$ 

con  $RSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y}_i)^2$  la suma de cuadrado residuales.

■ R-cuadrado o fracción de la varianza explicada

$$R^{2} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

con  $TSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2$  la suma total de cuadrados.

■ Se puede probar que para esta regresión lineal simple  $R^2 = r^2$ , donde r es el coeficiente de correlación estimado entre X e Y

```
Los datos "Advertising.csv": n = 200 con valor de venta e inversión en tres medios: tv, radio y diario impreso (James et al., 2021)

En R

rm(list = ls())

Advertising <- read.csv("Advertising.csv")

#descripción de los datos
names(Advertising)

[1] "X" "TV" "Radio" "Newspaper" "Sales"
```

### Regresión lineal simple de Sales versus TV

```
attach (Advertising)
lm.fit =lm(Sales~TV)
Call:
lm(formula = Sales ~ TV)
Coefficients:
(Intercept) TV
7.03259 0.04754
```

De donde

$$\widehat{y} = \underbrace{7.03259}_{\widehat{\beta}_0} + \underbrace{0.04754}_{\widehat{\beta}_1} x$$

### Pruebas de hipótesis y precisión global

```
> summary (lm.fit)
Call:
lm(formula = Sales ~ TV)
Residuals:
Min
      1Q Median 3Q Max
-8.3860 -1.9545 -0.1913 2.0671 7.2124
Coefficients:
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 7.032594 0.457843 15.36 <2e-16 ***
TV
           0.047537 0.002691 17.67 <2e-16 ***
---
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
Residual standard error: 3.259 on 198 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6119, Adjusted R-squared: 0.6099
F-statistic: 312.1 on 1 and 198 DF, p-value: < 2.2e-16
```

De

	Coeficiente	Error estándar	estadístico-t	p-valor
Intercepto	7.0325	0.4578	15.36	< 0.0001
TV	0.0475	0.0027	17.67	< 0.0001

concluimos que, con un valor-p inferior a 0.0001, Sales depende linealmente de la inversión publicitaria en TV y que el intercepto u ordenada al origen es no nula.

La información de la tabla nos permite concluir que

Cantidad	Valor		
Error estándar residual	3.26		
$R^2$	0.612		

- Los valores de venta reales en cada mercado se alejan de la verdadera recta de regresión en aproximadamente 3.26 unidades, en promedio<sup>2</sup>.
- Dado que la media muestral de Sales es 14, el porcentaje de error es 3.26/14 = 23%
- $R^2$  =0.61 indica que menos de dos tercios de la variabilidad en las ventas es explicada por la regresión lineal sobre TV.

Marcelo Ruiz

 $<sup>^2</sup>$ El error estándar residual (RSE) es la cantidad promedio que la respuesta se aleja de la verdadera recta de regresión

Nos provee de intervalos de predicción para tres valores de gastos publicitarios en TV

En Maronna (2021) se muestra la siguiente tabla que, para la ciudad alemana de Oldenburg, muestra los números de cigüenas (x) y de habitantes (en miles) (y) al final de cada año.

Año:	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
Cigüeñas x :	130	148	175	185	247	263	255
Habitantes (miles) y :	55	65	63	66	68	72	75

Cuadro 1: Cigüeñas y habitantes

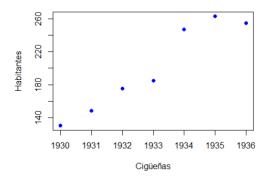


Figura 3: Cigüeñas y habitantes (Maronna, 2021)

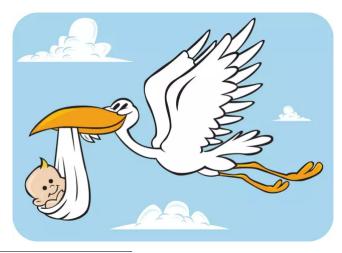
- La figura muestra una relación lineal entre x e y.
- Si hacemos un ajuste lineal para predecir el número de habitantes en función del de cigüeñas, se obtienen

$$\hat{eta}_0 = 36.9 \; \text{y} \; \hat{eta}_1 = 0.14$$

con una correlación alta:

$$\hat{\rho} = 0.81.$$

Las niñas y niños son traídos por cigüeñas  $^3$ 



 $<sup>^3</sup>_{\texttt{tomadodehttps://priceonomics.com/do-storks-deliver-babies/}$ 

### ¿Causalidad?

Dado que el modelo ajustado es

$$y = 36.9 + 0.14x$$

¿se puede concluir que la importación de 10 cigüeñas implicaria un aumento medio de la población de 1400 habitantes?

- "La idea parece absurda, máxime que nosotros ya sabemos que dichas aves nada tienen que ver con el nacimiento de los niños (puesto que éstos nacen de un repollo)"
- ¿Cómo se explica entonces la alta correlación lineal? Es que las x como las y aumentan con el tiempo, y eso es simplemente la causa.
- "O sea: si dos variables estan muy correlacionadas, la causa puede ser una tercena variable que influye en ambas".

### ¡Texto recomendado!

JUDEA PEARL

WINNER OF THE TURING AWARD

AND DANA MACKENZIE

THE

BOOK OF

WHY



THE NEW SCIENCE
OF CAUSE AND EFFECT