# Estadística [continuación]

Santander, 2017-2018





## Regresión lineal con un "feature": el caso más simple (I)

- Consideremos un problema de regresión lineal donde tan sólo existe una "feature"
- El modelo de regresión es por lo tanto de la forma siguiente:

$$y = f(x) = \alpha_0 + \alpha_1 x$$

Si agrupamos las diferentes medidas de  $\mathbf{x}$  e  $\mathbf{y}$  en la matriz y vectores correspondientes

$$\begin{bmatrix} y^{(1)} \\ y^{(2)} \\ \dots \\ y^{(N)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x^{(1)} \\ 1 & x^{(2)} \\ \dots & \dots \\ 1 & x^{(N)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix}$$

La forma de la función de coste, utilizando el cuadrado de la distancia euclídea es por lo tanto

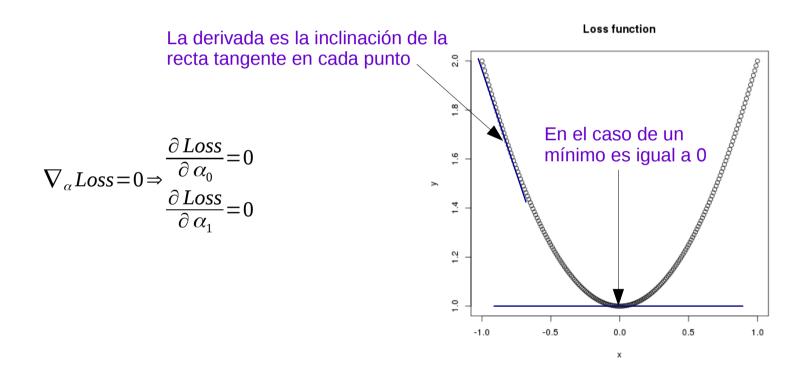
Loss = 
$$(y - X \alpha)^T (y - X \alpha) = \sum_{j=1}^{N} (y_j - \alpha_0 - \alpha_1 x_j)^2$$





# Regresión lineal con un "feature": el caso más simple (II)

- Para el caso lineal la minimización de la función de coste puede hacerse analíticamente
- Basta recordar que los mínimos de una función cumplen que la derivada en ese punto vale 0



(\*) Los máximos y los puntos de inflexión también cumplen esta condición. En el caso de regresión lineal sabemos que siempre será un mínimo (¿por qué?).

# Regresión lineal con un "feature": el caso más simple (III)

Recuperando la expresión de la función de coste:

Loss = 
$$(y - X \alpha)^T (y - X \alpha) = \sum_{j=1}^{N} (y_j - \alpha_0 - \alpha_1 x_j)^2$$

Resulta sencillo ver cuáles son las condiciones que han de cumplir los parámetros

$$\nabla_{\alpha} Loss = 0 \Rightarrow \frac{\frac{\partial Loss}{\partial \alpha_{0}}}{\frac{\partial Loss}{\partial \alpha_{1}}} = -2 \sum_{j=0}^{N} (y_{j} - \alpha_{0} - \alpha_{1} x_{j}) = 0$$
$$\frac{\partial Loss}{\partial \alpha_{1}} = -2 \sum_{j=0}^{N} (y_{j} - \alpha_{0} - \alpha_{1} x_{j}) x_{j} = 0$$

→ Es posible despejar alpha 0 en la primera ecuación para obtener:

$$\alpha_0 = \bar{y} - \alpha_1 \bar{x}$$

Sustituyendo en la segunda ecuación:

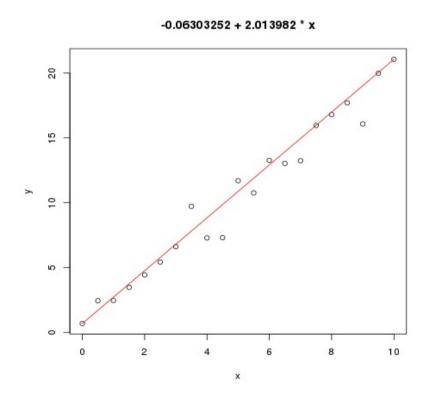
$$\alpha_1 = \frac{x\bar{y} - \bar{x}\,\bar{y}}{\bar{x}^2 - \bar{x}^2}$$





# Regresión lineal con un "feature": Ejemplo

- $\rightarrow$  Generamos un modelo en el que y = f(x) = 2x
- → Y en el que **p(y | x)** tiene una forma como la siguiente:  $p(y|x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{\frac{1}{2}\frac{(y-2\pi)}{\sigma^2}}$



## Regresión lineal en notación matricial: caso general

El caso general en el que hay M features puede resolverse fácilmente usando matrices

$$\begin{bmatrix} y^{(1)} \\ y^{(2)} \\ \vdots \\ y^{(N)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_1^{(1)} & x_2^{(1)} & \dots & x_M^{(1)} \\ 1 & x_1^{(2)} & x_2^{(2)} & \dots & x_M^{(2)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_1^{(N)} & x_2^{(N)} & \dots & x_M^{(N)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_M \end{bmatrix}$$

→ Como ya hemos visto puede expresarse la función de coste como:

$$Loss = (y - X \alpha)^{T} (y - X \alpha)$$

 $\rightarrow$  Que puede ser derivada con respecto a  $\alpha$  de la siguiente forma:

$$\nabla_{\alpha} Loss = -X^{T} (y - X \alpha) = -X^{T} y + X^{T} X \alpha = 0$$

Multiplicando por la matrix inversa correspondiente podemos despejar el vector  $\alpha$ 

$$\alpha = (X^T X)^{-1} X^T y$$





## Covarianza de un vector (I)

- El siguiente paso en el que vamos a estar interesados es en calcular la matriz de covarianza de  $\alpha$
- Para ello supongamos un vector genérico de dimensión M al que llamaremos b

$$b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \dots \\ b_M \end{bmatrix}$$

- La matriz de covarianza es aquella que contiene en la diagonal las varianzas de b\_j ...
- → ...y las covarianzas correspondientes cruzadas cov(b\_i, b\_j) para los elementos no diagonales

$$Cov(b) = E[bb^T] - E[b]E[b]^T$$

En donde se entiende que:

$$bb^{T} = \begin{bmatrix} b_{1} \\ b_{2} \\ ... \\ b_{M} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{1}b_{2}...b_{M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1}^{2} & b_{1}b_{2} & ... & b_{1}b_{M} \\ b_{2}b_{1} & b_{2}^{2} & ... & b_{2}b_{M} \\ ... & ... & ... & ... \\ b_{M}b_{1} & b_{M}b_{2} & ... & b_{M}^{2} \end{bmatrix}$$





## Covarianza de un vector (II)

→ Volviendo a la definición de covarianza de un vector podemos escribir por lo tanto

$$Cov(b) = E[bb^{T}] - E[b]E[b]^{T} = \begin{bmatrix} E[b_{1}^{2}] - E[b_{1}]^{2} & E[b_{1}b_{2}] - E[b_{1}]E[b_{2}] & \dots & E[b_{1}b_{M}] - E[b_{1}]E[b_{M}] \\ E[b_{2}b_{1}] - E[b_{2}]E[b_{1}] & E[b_{2}^{2}] - E[b_{2}]^{2} & \dots & E[b_{2}b_{M}] - E[b_{2}]E[b_{M}] \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ E[b_{M}b_{1}] - E[b_{M}]E[b_{1}] & E[b_{M}b_{2}] - E[b_{M}]E[b_{2}] & \dots & E[b_{M}^{2}] - E[b_{M}]^{2} \end{bmatrix}$$

→ Que no es más que la definición de covarianza para un vector:

$$Cov(b) = \begin{bmatrix} Var(b_1) & Cov(b_1, b_2) & \dots & Cov(b_1, b_M) \\ Cov(b_2, b_1) & Var(b_2) & \dots & Cov(b_2, b_M) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Cov(b_M, b_1) & Cov(b_M, b_2) & \dots & Var(b_M) \end{bmatrix}$$

→ Supongamos ahora que el vector **b** es el producto de una matriz constante por un vector **a**, **b=Ma** 

$$Cov(b) = E[bb^{T}] - E[b]E[b]^{T} = Cov(Ma) = E[Ma(Ma)^{T}] - E[Ma]E[Ma]^{T} = E[Maa^{T}M^{T}] - E[Ma]E[a^{T}M^{T}]$$

$$Cov(b) = ME[aa^{T}]M^{T} - ME[a]E[a^{T}]M^{T} = M(E[aa^{T}] - E[a]E[a^{T}])M^{T} = MCov(a)M^{T}$$



#### Cálculo de la covarianza

Con estas herramientas en la mano vamos a calcular la matriz de covarianza del vector  $\alpha$ .

$$\alpha = (X^T X)^{-1} X^T y$$

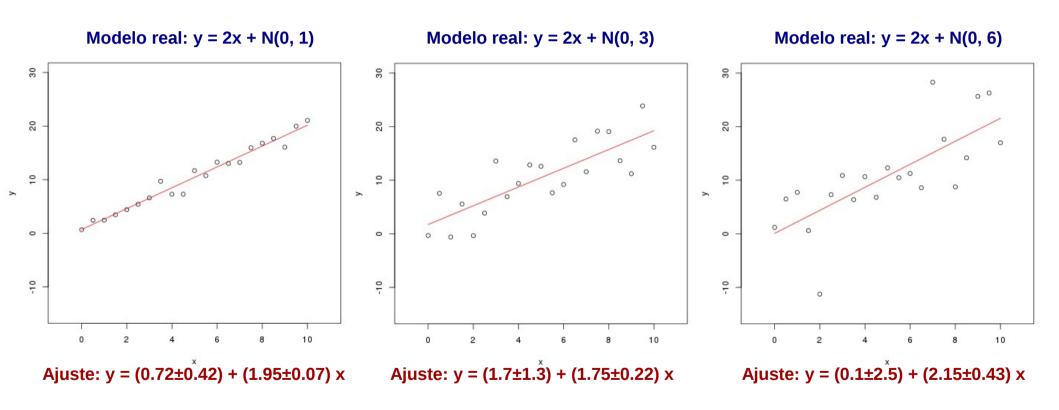
- $\rightarrow$  La primera pregunta que debemos responder es ¿cuál es el origen de la covarianza de  $\alpha$ ?.
- → Hemos asumido que la coordenada independiente x es fija (su varianza es exactamente 0).
- → Sin embargo la coordenada dependiente está distribuida como p(y | x) y su varianza no es 0.
- → De hecho hay otras dos asunciones que hemos hecho en el modelo lineal
  - → Las medidas de y son independientes para cada valor de x
  - La varianza de y es la misma para todas las  $p(y \mid x)$  con diferentes valores de x.
- → En estas condiciones se tiene que  $Var(y_i) = \sigma^2 y$  también que  $Cov(y_i, y_i) = 0$ . Por lo tanto:

$$Cov(y) = \begin{bmatrix} \sigma^{2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^{2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^{2} \end{bmatrix} \qquad Cov(\alpha) = [(X^{T}X)^{-1}X^{T}]Cov(y)[(X^{T}X)^{-1}X^{T}]^{T}$$



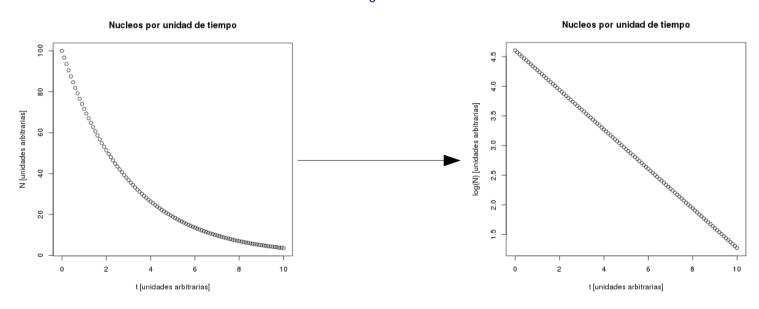


## Ejemplo: efecto de la covarianza en y en alpha



## Regresión lineal para funciones no lineales

- Muchos de los problemas de la vida cotidiana no guardan una relación lineal entre sus variables.
- En ocasiones es posible "traducir" nuestro problema no lineal haciendo un cambio de variable
- Ejemplo: supongamos que medimos el número de núcleos de uranio en una muestra en función de t
- Este tipo de proceso viene dado por una ley exponencial  $N = N_0 \exp(-t/\tau)$
- Obviamente no podemos hacer un ajuste lineal entre N y "t" pero si redefinimos:
  - → Y = log(N) entonces tenemos que: y =  $log(N_0)$  t /  $\tau$  que es lineal en la variable t







## Regresión lineal para polinomios

- Otra aplicación interesante que podemos considerar a la hora de modelar es usar polinomios
- Supongamos el esquema habitual  $\{(y^{(1)}, x^{(1)}), (y^{(2)}, x^{(2)}),...,(y^{(N)}, x^{(N)})\}$  con **y** y **x** de dimensión 1
- Podemos artificialmente expandir la dimensión de x simplemente añadiendo potencias de las x

$$\{(y^{(1)}, x^{(1)}), (y^{(2)}, x^{(2)}), \dots, (y^{(N)}, x^{(N)})\} \Rightarrow \{(y^{(1)}, x^{(1)}, x^{(1)2}, \dots, x^{(1)M}), (y^{(2)}, x^{(2)}, x^{(2)2}, \dots, x^{(2)M}), \dots, (y^{(N)}, x^{(N)}, x^{(N)2}, \dots, x^{(N)M})\}$$

→ Ahora podemos aplicar la regresión lineal con estas nuevas coordenadas de manera que el modelo:

$$y = f(x) = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + ... + \alpha_M x_M \Rightarrow y = f(x) = \alpha_0 + \alpha_1 x + ... + \alpha_M x^M$$

→ Con lo cual podemos ajustar un polinomio usando exactamente las mismas herramientas vistas.

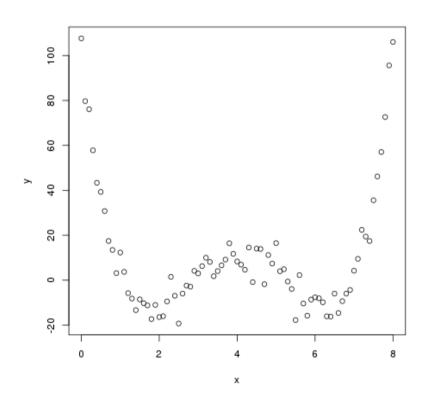
$$\begin{bmatrix} y^{(1)} \\ y^{(2)} \\ \vdots \\ y^{(N)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_1^{(1)} & x_2^{(1)} & \dots & x_M^{(1)} \\ 1 & x_1^{(2)} & x_2^{(2)} & \dots & x_M^{(2)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_1^{(N)} & x_2^{(N)} & \dots & x_M^{(N)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_M \end{bmatrix} \longrightarrow \begin{bmatrix} y^{(1)} \\ y^{(2)} \\ \vdots \\ y^{(N)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x^{(1)} & x^{(1)2} & \dots & x^{(1)M} \\ 1 & x^{(2)} & x^{(2)2} & \dots & x^{(2)M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x^{(N)} & x^{(N)2} & \dots & x^{(N)M} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_M \end{bmatrix}$$





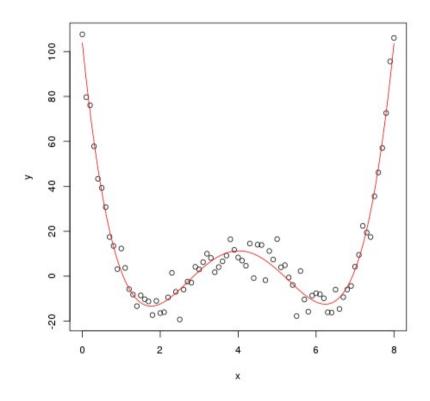
# Regresión lineal con polinomios: ejemplo

- → Generamos un modelo en el que y = f(x) = 2 + (x-1)(x-3)(x-5)(x-7)
- → Y en el que **p(y | x)** tiene una forma como la siguiente:  $p(y|x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-1}{2}\frac{(y-(2+(x-1)(x-3)(x-5)(x-7)))^2}{\sigma^2}}$



# Regresión lineal con polinomios: ejemplo

- → Generamos un modelo en el que y = f(x) = 2 + (x-1)(x-3)(x-5)(x-7)
- → Y en el que **p(y | x)** tiene una forma como la siguiente:  $p(y|x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-1}{2}\frac{(y-(2+(x-1)(x-3)(x-5)(x-7)))^2}{\sigma^2}}$



## Ejercicio 3

- 1) Crea una función como la del ejercicio 2 en la que se pase como input: un vector x con la variable independiente, un parámetro "a", un parámetro "b" y un valor "sigma"; y que devuelva un vector "y" que esté distribuido como una función normal con media = a\*x + b y sigma = "sigma".
- 2) Construye una función que reciba dos vectores "x" e "y" supuestamente relacionados linealmente y calcule los valores de "a" y "b" que minimizan la función de coste.
- 3) Genera un vector x aleatorio con valores entre 0 y 8 y N = 100 puntos. Usa la función creada en 1 con valores a=1, b=2 y sigma=2, y la función creada en 2 para encontrar el mínimo de la función de coste. Pinta en un mismo plot "x" e "y" representados con puntos, y la recta "a\*x + b".
- 4) Construye una función que calcule la matriz de covarianza asociada al ajuste lineal anterior. Utilízala con los vectores "x" e "y" anteriores y calcula dicha matriz para ese caso particular.
- 5) Crea una función como la del apartado 1 donde se añadan 3 parámetros más (c, d, e) y en dónde todo sea igual salvo que media =  $a + b*x + *x^2 + d*x^3 + e*x^4$
- 6) Repite 3 y 4 con la función generada en 5 y usando: a = 107, b=-176, c=86, d=-16, e=1

