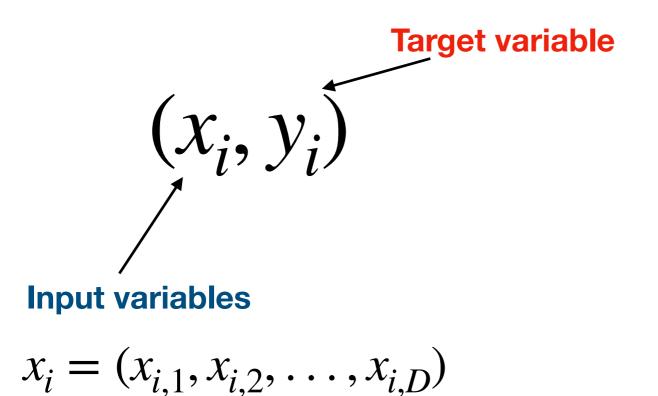
# Regresión lineal

**INF-396** 

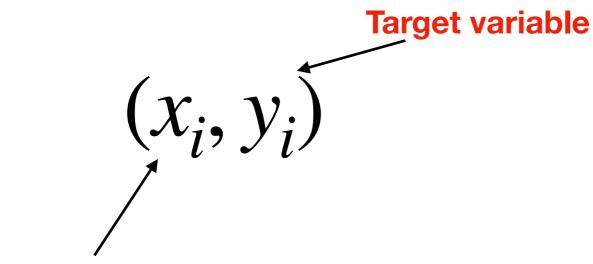
Prof: Juan G. Pavez S.

Dado un conjunto de datos de entrenamiento de tamaño n compuesto de pares de entrada-salida  $\{x_{1:n}, y_{1:n}\}$ , donde cada entrada  $x_i \in R^{1xd}$  es un vector con d-atributos (features, características). La entrada también se conoce como predictor o covariantes. La salida referida, como target, muchas veces unidimensional  $x \in R$ .



**Features** 

#### Caso de entrenamiento (ejemplo)



#### **Input variables**

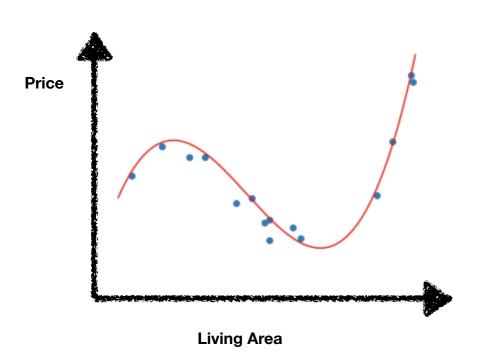
$$x_i = (x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,D})$$
Features

#### **Dataset**

$$D = \begin{bmatrix} x_1 & y_1 \\ x_2 & y_2 \\ x_3 & y_3 \\ x_4 & y_4 \\ \vdots & \vdots \\ x_N & y_N \end{bmatrix}$$

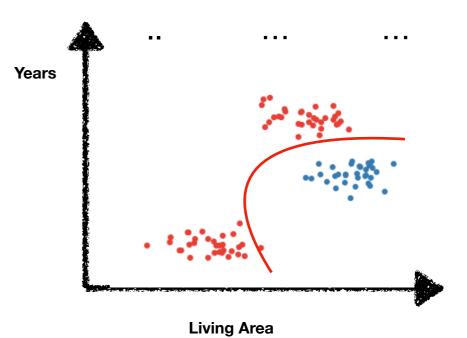
## Regresión (Price prediction)

Living Area (mt2)	Price(100\$)	
2104	400	
1600	330	
1414	232	
• • •	• • • •	

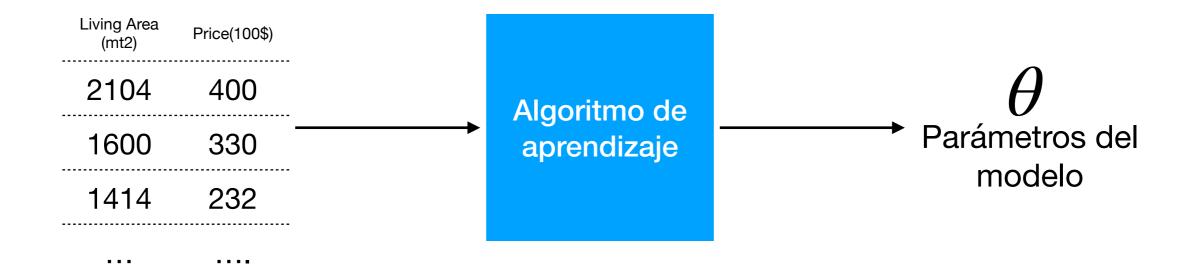


# Clasificación (Insurance classification)

	Living Area (mt2)	Years	Home insurance classification
	2104	40	В
	1600	3	Α
	1414	23	В
•	1344	40	В



#### Algoritmo de Aprendezije



Caso de entrenamiento (ejemplo)

$$\hat{y} = \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \theta_3 x_3$$

$$v = \begin{bmatrix} 5 \\ 25 \end{bmatrix} \qquad \begin{bmatrix} 1 & 100 & 2 \\ 1 & 50 & 42 \end{bmatrix}$$

$$y = \begin{bmatrix} 5 \\ 25 \\ 22 \\ 18 \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 1 & 100 & 2 \\ 1 & 50 & 42 \\ 1 & 45 & 31 \\ 1 & 60 & 35 \end{bmatrix} \qquad \theta = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \theta_3 \end{bmatrix}$$

$$heta = egin{bmatrix} heta_1 \\ heta_2 \\ heta_3 \end{bmatrix}$$

Caso de entrenamiento (ejemplo)

$$\hat{y} = \theta_1 x_1 + \theta_2 x_2 + \theta_3 x_3$$

$$y = \begin{bmatrix} 5 \\ 25 \\ 22 \\ 18 \end{bmatrix}$$

$$y = \begin{bmatrix} 5 \\ 25 \\ 22 \\ 18 \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 1 & 100 & 2 \\ 1 & 50 & 42 \\ 1 & 45 & 31 \\ 1 & 60 & 35 \end{bmatrix} \qquad \theta = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \theta_3 \end{bmatrix}$$

$$heta = egin{bmatrix} heta_1 \\ heta_2 \\ heta_3 \end{bmatrix}$$

**Dataset** 

$$\hat{y} = \begin{bmatrix} 2 \\ 22 \\ 16.5 \\ 18.5 \end{bmatrix}$$

$$\hat{y} = \begin{bmatrix} 2\\22\\16.5\\18.5 \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & 100 & 2\\1 & 50 & 42\\1 & 45 & 31\\1 & 60 & 35 \end{bmatrix} \quad \theta = \begin{bmatrix} 1\\0\\0.5 \end{bmatrix}$$

$$\theta = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0.5 \end{bmatrix}$$

#### Regresión Lineal

La respuesta es una función lineal de la entrada

$$y(x) = w^T x + \epsilon = \sum_{j=1}^{D} w_j x_j + \epsilon$$

Normalmente se asume

$$\epsilon \sim N(0,\sigma^2)$$

Si ese es el caso entonces

$$p(y \mid x, w) = N(\mu(x), \sigma^{2}(x))$$

donde

$$\mu(x) = w^T x$$
  $\sigma^2(x) = \sigma^2$   $\theta = (w, \sigma^2)$ 

### Regresión Lineal

- Queremos modelar la probabilidad condicional  $p(y | x, \theta)$ 

x y

$$X = \sigma Z + m, Z \sim N(0,1)$$
  
 $P(a < X < b) = P(a < aZ + m < b)$ 

$$= P\left(\frac{a-m}{\sigma} < Z < \frac{b-m}{\sigma}\right)$$

$$y = w^{T}x + \epsilon$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^{2})$$

$$p(y \mid x, \theta) \sim N(w^{T}x, \sigma^{2})$$

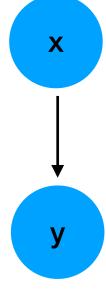
$$=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{(a-m)/\sigma}^{(b-m)/\sigma}e^{-z^2}dz$$

$$x = \sigma z + m$$

$$P(a < X < b) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{a}^{b} e^{-(x-m)^{2}/\sigma^{2}} dx$$

### Regresión Lineal

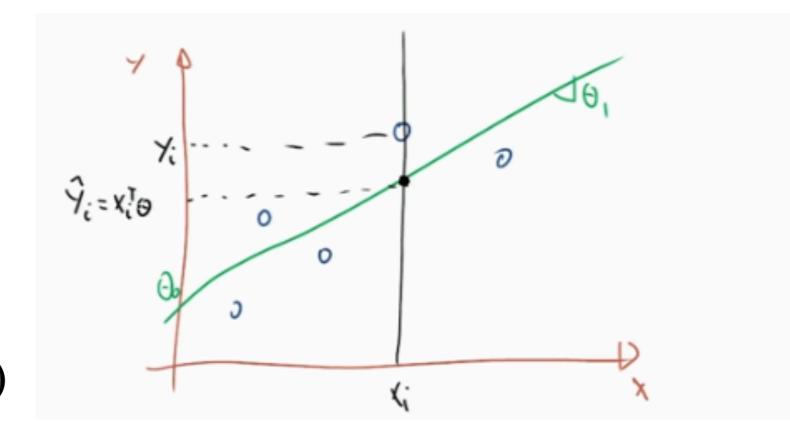
- Queremos modelar la probabilidad condicional  $p(y | x, \theta)$ 



$$p(y | x, \theta) = w^{T}x + \epsilon$$

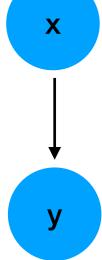
$$\epsilon \sim N(0, \sigma^{2})$$

$$p(y | x, \theta) \sim N(w^{T}x, \sigma^{2})$$



### Regresión Lineal

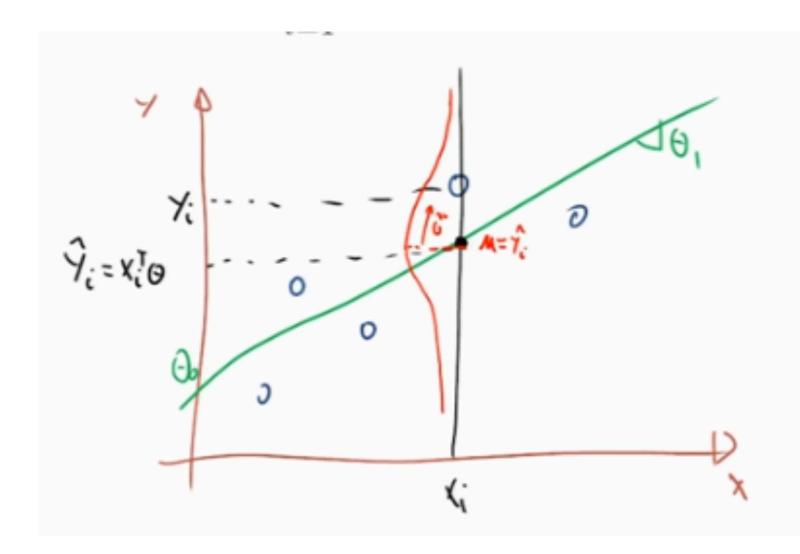
- Queremos modelar la probabilidad condicional  $p(y | x, \theta)$ 



$$p(y | x, \theta) = w^{T}x + \epsilon$$

$$\epsilon \sim N(0, \sigma^{2})$$

$$p(y | x, \theta) \sim N(w^{T}x, \sigma^{2})$$



#### Regresión Lineal

La respuesta es una función lineal de la entrada

$$p(y \mid x, \theta) = N(\mu(x), \sigma^{2}(x))$$

Considerar el caso 1-dimensional:

$$\mu(x) = w_0 + w_1 x = w^T x \qquad x = (1,x)$$

$$\uparrow \qquad \uparrow$$
bias intercept

#### Regresión Lineal

Podemos estimar  $\theta = w$  usando Maximum Likelihood.

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \log p(y_i | x_i, \theta)$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \log \left[ \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - w^T x_i)^2 \right] \right]$$

#### Regresión Lineal

Podemos estimar  $\theta = w$  usando Maximum Likelihood.

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \log p(y_i | x_i, \theta)$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \log \left[ \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - w^T x_i)^2 \right] \right]$$

$$= -\sum_{i=1}^{N} \frac{1}{2\sigma^2} (y_i - w^T x_i)^2 + \sum_{i=1}^{N} \log \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

#### Regresión Lineal

Podemos estimar  $\theta = w$  usando Maximum Likelihood.

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^{N} \log p(y_i | x_i, \theta)$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \log \left[ \left( \frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - w^T x_i)^2 \right] \right]$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} RSS(w) - \frac{N}{2} \log(2\pi\sigma^2)$$

Regresión Lineal

Podemos estimar  $\theta = w$ usando Maximum Likelihood.

$$l(\theta) = -\frac{1}{2\sigma^2} RSS(w) - \frac{N}{2} \log(2\pi\sigma^2)$$

 RSS es la residual sum of squares o suma de errores cuadráticos

$$RSS(w) = ||\epsilon||_2^2 = \sum_{i=1}^{N} (y_i - w^T x_i)^2$$

 Conocido como SSE (sum of squared errors) y SSE/N = MSE

#### Regresión Lineal

MLE para  $\theta = w$  es obtenido minimizando el RSS, por eso se conoce como **mínimos cuadrados** (el modelo puede ser derivado completamente sin interpretación probabilística).

$$NLL(w) = \sum_{i=1}^{N} (y_i - w^T x_i)^2$$
$$= \frac{1}{2} (y - Xw)^T (y - Xw)$$

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \sum_{i=1}^{N} (y_i - w^T x_i)^2 \qquad X \in \mathbb{R}^{Nxm}$$

$$w \in \mathbb{R}^{mx1}$$

$$= \frac{1}{2} (y - Xw)^T (y - Xw) \qquad y \in \mathbb{R}^{Nx1}$$

$$= \frac{1}{2} (y^T - (Xw)^T) (y - Xw)$$

$$= \frac{1}{2} (y^T y - y^T Xw - (Xw)^T y + w^T X^T Xw)$$

$$NLL(w) = \sum_{i=1}^{N} (y_i - w^T x_i)^2 \qquad X \in \mathbb{R}^{Nxm} \\ w \in \mathbb{R}^{mx1} \\ = \frac{1}{2} (y - Xw)^T (y - Xw) \qquad y \in \mathbb{R}^{Nx1} \\ = \frac{1}{2} (y^T - (Xw)^T) (y - Xw) \\ = \frac{1}{2} (y^T y - y^T Xw - (Xw)^T y + w^T X^T Xw) \\ = \frac{1}{2} w^T (X^T X) w - y^T (Xw) \\ = \frac{1}{2} w^T (X^T X) w - w^T (X^T y)$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^{T}(X^{T}X)w - w^{T}(X^{T}y)$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = ?$$

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^T(X^TX)w - (X^Ty)^Tw$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = ?$$

$$\frac{\partial(b^T a)}{\partial a} = \frac{\partial(b_1 a_1 + \dots b_N a_N)}{\partial a}$$

$$= \begin{bmatrix} \frac{\partial b^T a}{\partial a_1} \\ \dots \\ \frac{\partial b^T a}{\partial a_N} \end{bmatrix} = b$$

$$X \in R^{Nxm}$$
$$w \in R^{mx1}$$
$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^T(X^TX)w - (X^Ty)^Tw$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = \dots + X^T y$$

$$\frac{\partial (a^T A a)}{\partial a} = (A + A^T)a$$

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^T(X^TX)w - (X^Ty)^Tw$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = \frac{1}{2}(X^TX + X^TX)w + X^Ty$$

$$\frac{\partial (a^T A a)}{\partial a} = (A + A^T)a$$

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^T(X^TX)w - (X^Ty)^Tw$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = \frac{1}{2}(X^TX + X^TX)w + X^Ty$$

$$\frac{\partial (a^T A a)}{\partial a} = (A + A^T)a$$
 5 Puntos Tarea 2

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

$$NLL(w) = \frac{1}{2}w^{T}(X^{T}X)w - w^{T}(X^{T}y)$$

$$\frac{\partial NLL(w)}{\partial w} = X^T X w - X^T y$$

$$X^{T}Xw - X^{T}y = 0$$

$$w = (X^{t}X)^{-1}X^{T}y$$

$$\hat{w}_{OLS} = (X^{T}X)^{-1}X^{T}y$$

$$X \in R^{Nxm}$$

$$w \in R^{mx1}$$

$$y \in R^{Nx1}$$

Regresión Lineal

$$X^T X w = X^T y$$
 (Ecuaciones normales)

 Y la solución conocida como Ordinary Least Squares (OLS) se obtiene resolviendo

$$\hat{w}_{OLS} = (X^T X)^{-1} X^T y$$

- Interpretación Geométrica
- Asumiendo N>m (más ejemplos que features). Sea  $\mathfrak{X}_j$  la columna j que es un vector de tamaño N. Además y también es un vector de tamaño N. Por ejemplo N=3 y D=2

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \qquad y = \begin{pmatrix} 8.98 \\ 0.61 \\ 1.77 \end{pmatrix}$$

• Entonces buscamos el vector  $\hat{y}$  que cumpla:

Interpretación Geométrica

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \qquad y = \begin{pmatrix} 8.98 \\ 0.61 \\ 1.77 \end{pmatrix}$$

- Entonces buscamos el vector  $\hat{y}$  que cumpla:  $argmin_{\hat{y} \in span(\{x_1,...,x_D\})} ||y \hat{y}||_2$
- Dado que  $\hat{y} \in span(X)$  existe w tal que  $\hat{y} = w_1x_1 + \dots w_mx_m = Xw$

Interpretación Geométrica

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \qquad y = \begin{pmatrix} 8.98 \\ 0.61 \\ 1.77 \end{pmatrix}$$

• Entonces buscamos el vector  $\hat{y}$  que cumpla:

$$argmin_{\hat{y} \in span(\{x_1,...,x_D\})} ||y - \hat{y}||_2$$

• Esto se logra cuando el vector residual  $y-\hat{y}$  es ortogonal a cada columna de X

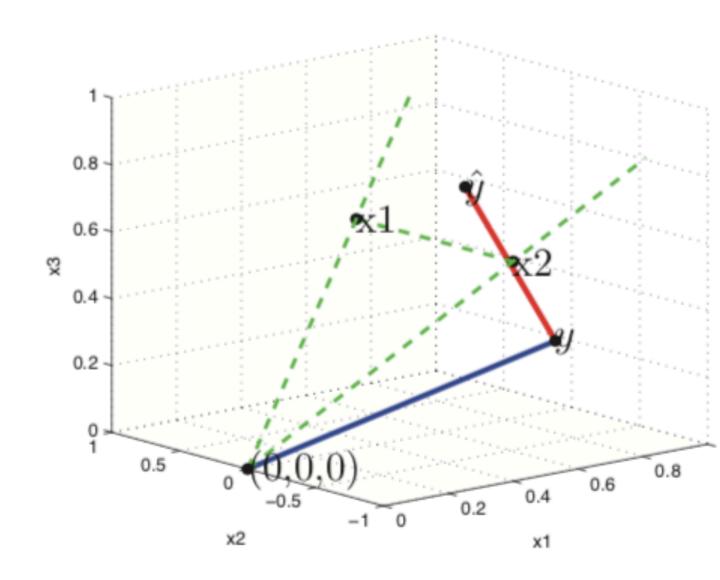
$$X^{T}(y - Xw) = 0 \implies w = (X^{T}X)^{-1}X^{T}y$$

Interpretación
 Geométrica

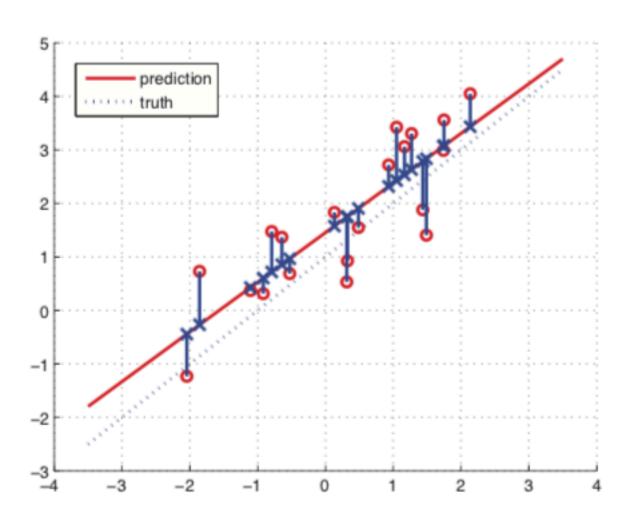
$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 1 & -2 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \quad y = \begin{pmatrix} 8.98 \\ 0.61 \\ 1.77 \end{pmatrix}$$

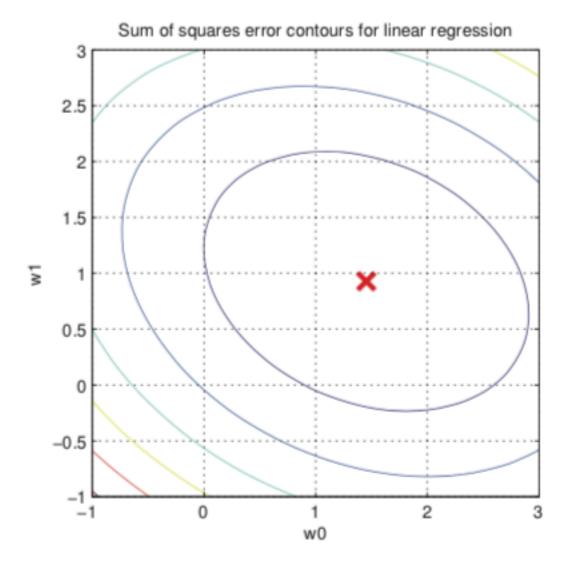
$$\bullet \ \hat{y} = Xw = X(X^TX)^{-1}X^Ty$$

Matriz de proyección  $\hat{P}$ : proyecta y en el espacio de columnas de X



### Regresión Lineal





https://seeing-theory.brown.edu/regression-analysis/index.html#section1

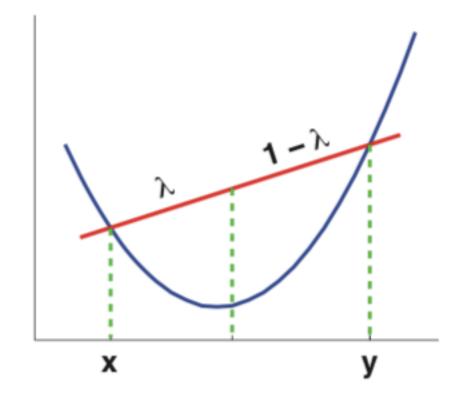
#### Optimización convexa.

Una importante característica de la regresión lineal es que la superficie del NLL es convexa

Una función es convexa si para

$$0 \le \lambda \le 1$$

$$f(\lambda\theta + (1-\lambda)\theta') \le \lambda f(\theta) + (1-\lambda)f(\theta')$$



Sí la función es convexa tiene un **mínimo global**  $\theta$  \*

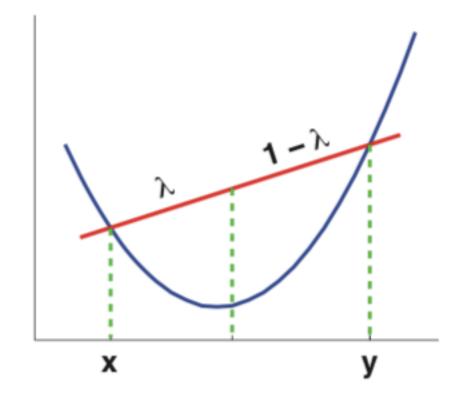
#### Optimización convexa.

Una importante característica de la regresión lineal es que la superficie del NLL es convexa

Una función es convexa si para

$$0 \le \lambda \le 1$$

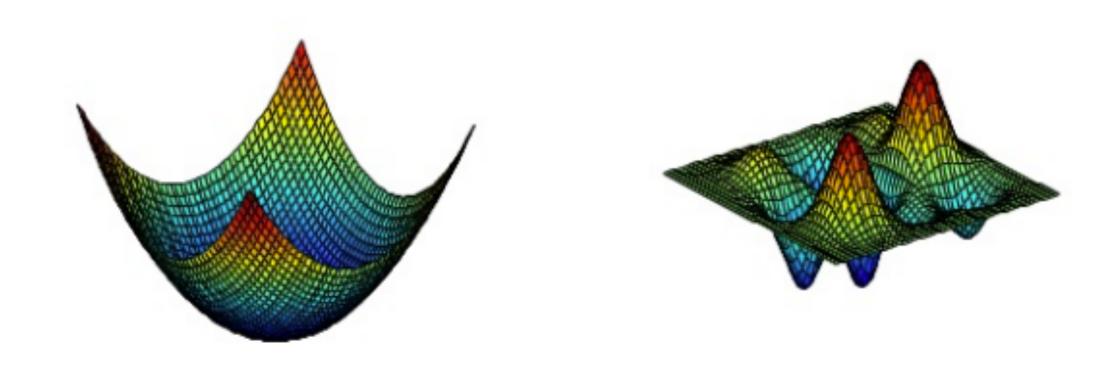
$$f(\lambda\theta + (1-\lambda)\theta') \le \lambda f(\theta) + (1-\lambda)f(\theta')$$



Sí la función es convexa tiene un **mínimo global**  $\theta$  \*

# Regression

Optimización convexa



Convexa vs No Convexa

# Regression

Regresión Lineal

También puede modelar relaciones no lineales utilizando funciones basales.

$$p(y \mid x, w) = N(w^T \phi(x), \sigma^2(x))$$

• Por ejemplo, es muy común utilizar polinomios

$$\phi(x) = [1, x, x^2, \dots, x^d]$$

• La optimización es aún convexa.

 También puede modelar relaciones no lineales utilizando funciones basales.

$$p(y \mid x, w) = N(w^T \phi(x), \sigma^2(x))$$

• Por ejemplo, es muy común utilizar polinomios

$$\phi(x) = [1, x, x^2, \dots, x^d]$$

• La optimización es aún convexa.

### Regression Polinomial

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \ldots + \beta_M x^M + \epsilon.$$

 Para entrenar este modelo, se crea un nuevo dataset, con variables polinomiales, luego la optimización es igual que el caso normal

$$\mathbf{Y} = \left( egin{array}{c} y_1 \ dots \ y_n \end{array} 
ight), \qquad \mathbf{X} = \left( egin{array}{cccc} 1 & x_1^1 & \dots & x_1^M \ 1 & x_2^1 & \dots & x_2^M \ dots & dots & \ddots & dots \ 1 & x_n & \dots & x_n^M \end{array} 
ight), \qquad oldsymbol{eta} = \left( egin{array}{c} eta_0 \ eta_1 \ dots \ eta_M \end{array} 
ight)$$

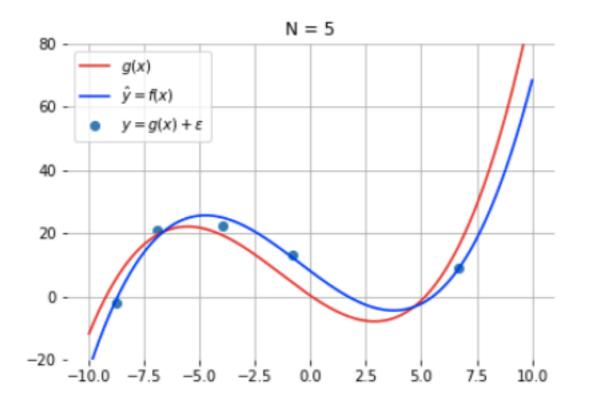
### Regression Polinomial

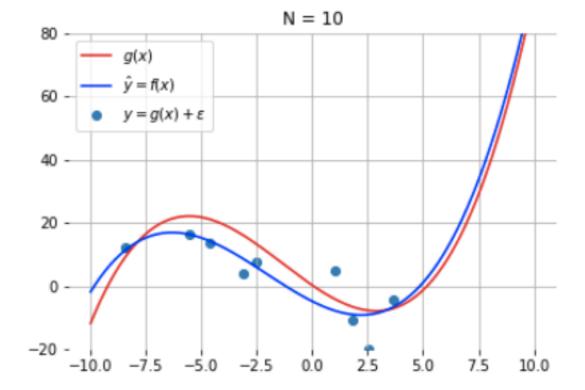
$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_M x_1^M + \beta_{M+1} x_2 + \dots + \beta_{2M} x_2^M + \dots + \beta_{M(J-1)+1} x_J + \dots + \beta_{MJ} x_J^M$$

También se pueden agregar términos de interacción

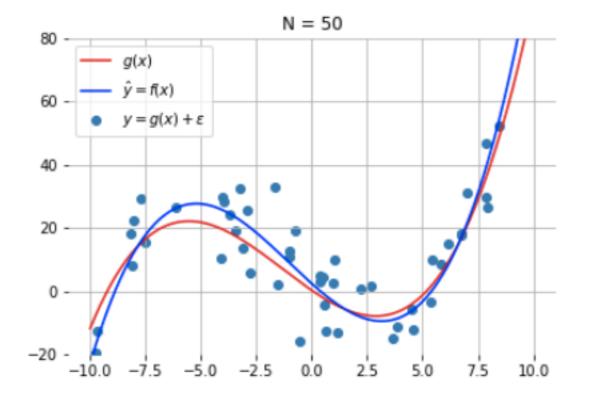
$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_M x_1^M$$
  
+  $\beta_{1+M} x_2 + \dots + \beta_{2M} x_2^M$   
+  $\beta_{1+2M} (x_1 x_2) + \dots + \beta_{3M} (x_1 x_2)^M$ 

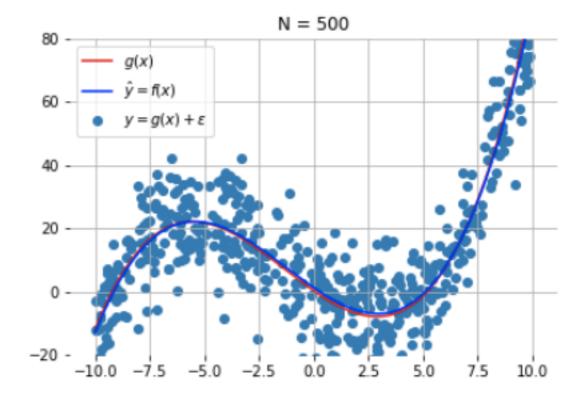
• Regresión Lineal (efecto de más datos)



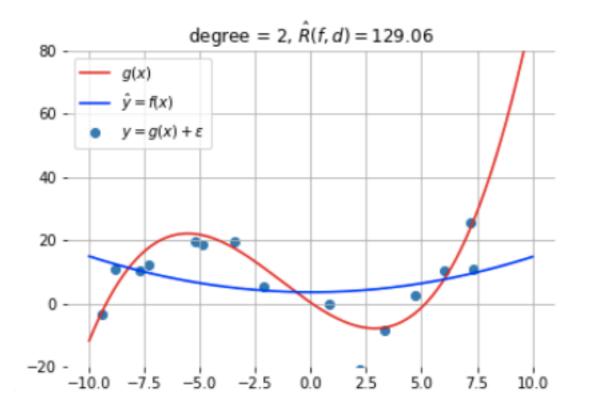


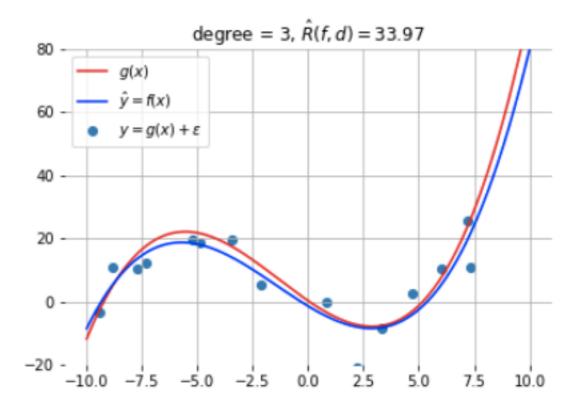
• Regresión Lineal (efecto de más datos)



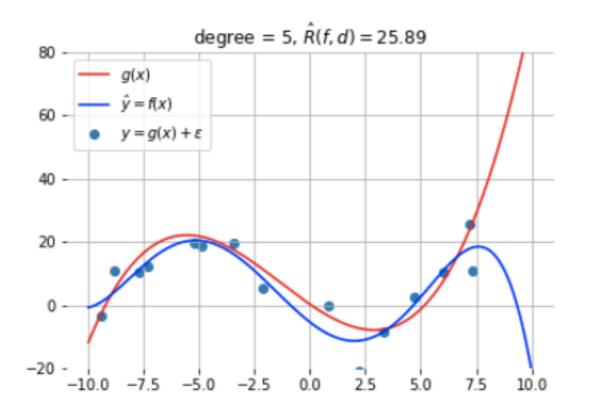


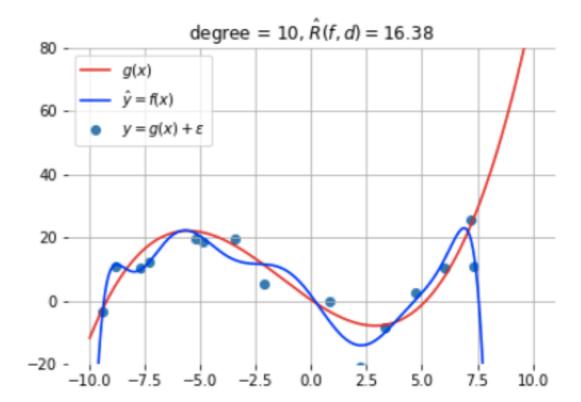
• Regresión Lineal (efecto de complejidad del modelo)



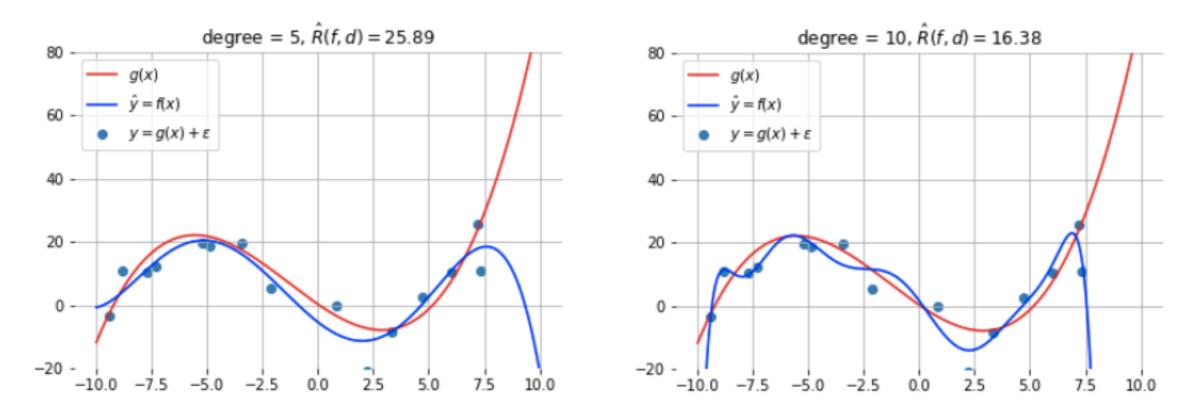


• Regresión Lineal (efecto de complejidad del modelo)





Regresión Lineal (efecto de complejidad del modelo)



Este efecto se llama **overfitting**. Lo estudiaremos más en las próximas clases

### Regresión Ridge

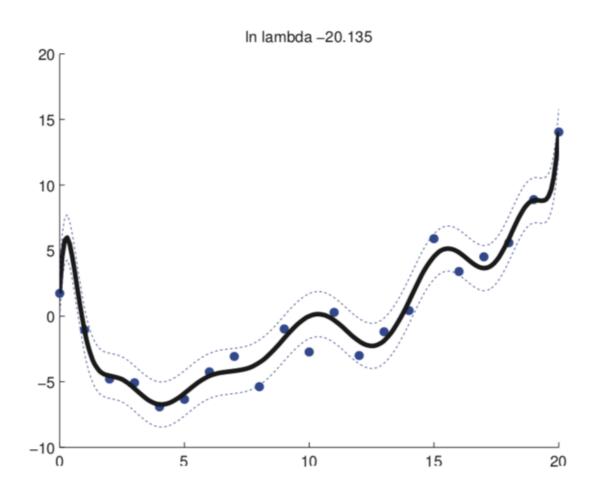
La regresión lineal sobreajusta porque puede tomar cualquier valor para modelar los datos

Si la data tiene mucho **ruido** y la **capacidad** del modelo es suficiente, los parámetros modelaran funciones muy complejas.

Esto produce **inestabilidad**: Un pequeño cambio en los datos puede cambiar totalmente los parámetros.

### Regresión Ridge

6.560, -36.934, -109.255, 543.452, 1022.561, -3046.224, -3768.013, 8524.540, 6607.897, -12640.058, -5530.188, 9479.730, 1774.639, -2821.526



### Regresión Ridge

Podemos motivar parámetros pequeños usando un a priori en los pesos:

$$p(w) = \prod_{j=1}^{D} N(w_j | 0, \tau^2)$$

 $\tau^2$  pequeños forzarán parámetros alrededor de 0.

• El a posteriori es

$$p(w|X) = \prod_{i=1}^{N} N(y_i|w_0 + w^T x_i) \prod_{j=1}^{D} \log N(w_j|0,\tau^2)$$

Regresión Ridge

Podemos motivar parámetros pequeños usando un a priori en los pesos:

$$p(w) = \prod_{j=1}^{D} N(w_j | 0, \tau^2)$$

 $\tau^2$  pequeños forzarán parámetros alrededor de 0.

La estimación MAP es:

$$argmax_{w} \sum_{i=1}^{N} \log N(y_{i} | w_{0} + w^{T}x_{i}, \sigma^{2}) + \sum_{i=1}^{D} \log N(w_{i} | 0, \tau^{2})$$

Regresión Ridge

$$argmax_{w} \sum_{i=1}^{N} \log N(y_{i} | w_{0} + w^{T}x_{i}, \sigma^{2}) + \sum_{i=1}^{D} \log N(w_{i} | 0, \tau^{2})$$

• Que es equivalente a minimizar

$$J(w) = \frac{1}{2\sigma^2} RSS(w) + \frac{N}{2} \log(2\pi\sigma^2) + \frac{1}{2\tau} \sum_{j=1}^{D} w_j^2$$

$$J(w) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y_i - (w_0 + w^T x_i))^2 + \lambda ||w||_2^2$$

• Con 
$$\lambda = \sigma^2/\tau^2$$
 y  $||w||_2^2 = \sum_j w_j^2 = w^T w$ 

### Ridge Regression

$$J(w) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (y_i - (w_0 + w^T x_i))^w + \lambda ||w||_2^2$$

Añadir el término ||w|| es una técnica común conocida como regularización  $\mathcal{E}_2$  o **weight decay** (puede ser derivada sin una interpretación probabilística)

El mínimo obtenido es:

$$\hat{w}_{ridge} = (\lambda I_D + X^T X)^{-1} X^T y$$

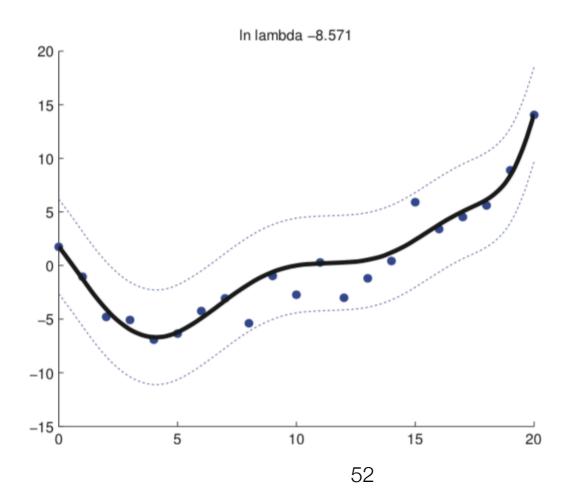
Regresión Ridge

$$\hat{w}_{ridge} = (\lambda I_D + X^T X)^{-1} X^T y$$

- Además de tener mejores propiedades estadísticas, la solución es más estable.
- $(\lambda I_D + X^T X)^{-1}$  está mejor condicionada que  $X^T X^{-1}$

### Regresión Ridge

2.128, 0.807, 16.457, 3.704, -24.948, -10.472, -2.625, 4.360, 13.711, 10.063, 8.716, 3.966, -9.349, -9.232



$$\lambda = 10^{-3}$$