

# SD 204

## Linear Model

**François Portier, Joseph Salmon**

<http://josephsalmon.eu>

Télécom Paristech, Institut Mines-Télécom

# Plan

Moindres carrés pour deux variables explicatives

Moindres carrés multi-dimensionnels

- Modélisation matricielle

- Définition des moindres carrés

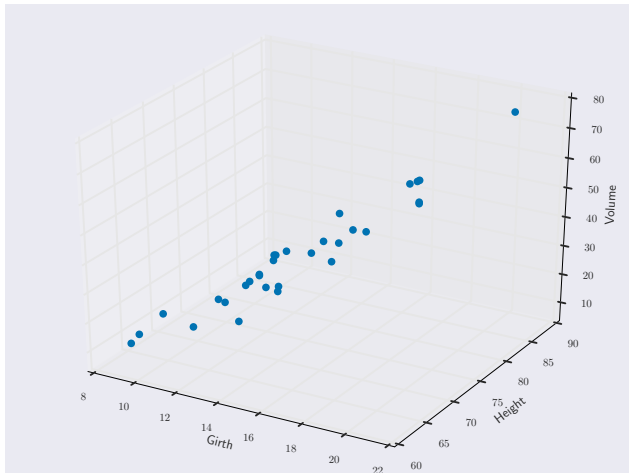
- Optimisation

- Questions d'unicité

- Formule explicite, prédiction et résidus

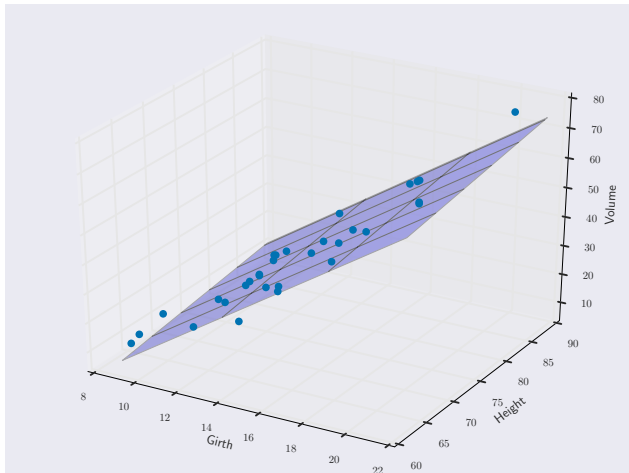
# Vers des modèles multi-variés

Volume d'arbres en fonction de leur hauteur / circonférence



# Vers des modèles multi-variés

Volume d'arbres en fonction de leur hauteur / circonférence



## Commandes sous python

```
# Load data
url = 'http://vincentarelbundock.github.io/
      Rdatasets/csv/datasets/trees.csv'
dat3 = pd.read_csv(url)
# Fit regression model
X = dat3[['Girth', 'Height']]
X = sm.add_constant(X)
y = dat3['Volume']
results = sm.OLS(y, X).fit().params
XX = np.arange(8, 22, 0.5)
YY = np.arange(64, 90, 0.5)
xx, yy = np.meshgrid(XX, YY)
zz = results[0] + results[1]*xx + results[2]*yy
fig = plt.figure()
ax = Axes3D(fig)
ax.plot(X['Girth'], X['Height'], y, 'o')
ax.plot_wireframe(xx, yy, zz, rstride=10, cstride=10)
plt.show()
```

results renvoie const:-57.98, Girth: 4.70, Height: 0.33

# Sommaire

Moindres carrés pour deux variables explicatives

**Moindres carrés multi-dimensionnels**

**Modélisation matricielle**

Définition des moindres carrés

Optimisation

Questions d'unicité

Formule explicite, prédiction et résidus

# Modélisation

On dispose de  $p$  variables explicatives

Modèle en dimension  $p$

$$y_i = \theta_0^* + \sum_{j=1}^p \theta_j^* x_{i,j} + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i \stackrel{i.i.d}{\sim} \varepsilon, \text{ pour } i = 1, \dots, n$$

$$\mathbb{E}(\varepsilon) = 0$$

Rem: on fait l'hypothèse qu'il existe un vrai paramètre (point de vue fréquentiste)

# Dimension $p$

## Modèle matriciel

$$\underbrace{\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}}_{\mathbf{y}} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & x_{1,1} & \dots & x_{1,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n,1} & \dots & x_{n,p} \end{pmatrix}}_X \underbrace{\begin{pmatrix} \theta_0^* \\ \vdots \\ \theta_p^* \end{pmatrix}}_{\boldsymbol{\theta}} + \underbrace{\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}}_{\boldsymbol{\varepsilon}}$$

De manière équivalente :  $\boxed{\mathbf{y} = X\boldsymbol{\theta}^* + \boldsymbol{\varepsilon}}$

Notation colonne :  $X = (\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_p)$  avec  $\mathbf{x}_0 = \mathbf{1}_n$

Notation ligne :  $X = \begin{pmatrix} x_1^\top \\ \vdots \\ x_n^\top \end{pmatrix} = (x_1, \dots, x_n)^\top$



# Vocabulaire

$$\mathbf{y} = X\boldsymbol{\theta}^* + \boldsymbol{\varepsilon}$$

- ▶  $\mathbf{y} \in \mathbb{R}^n$  : vecteur des observations
- ▶  $X \in \mathbb{R}^{n \times (p+1)}$  : la matrice des variables explicatives (design)
- ▶  $\boldsymbol{\theta}^* \in \mathbb{R}^{p+1}$  : le **vrai** paramètre (inconnu) du modèle que l'on veut retrouver
- ▶  $\boldsymbol{\varepsilon} \in \mathbb{R}^n$  : vecteur de bruit

point de vue “observations” :  $y_i = \langle x_i, \boldsymbol{\theta}^* \rangle + \varepsilon_i$  pour  $i = 1, \dots, n$

point de vue “variables explicatives” :  $\mathbf{y} = \sum_{j=0}^p \theta_j^* \mathbf{x}_j + \boldsymbol{\varepsilon}$

# Sommaire

Moindres carrés pour deux variables explicatives

## Moindres carrés multi-dimensionnels

Modélisation matricielle

Définition des moindres carrés

Optimisation

Questions d'unicité

Formule explicite, prédiction et résidus

# Estimateur des moindres carrés

Un estimateur des moindres carrés est solution du problème d'optimisation :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} \in \arg \min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{p+1}} \left( \frac{1}{2} \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2 \right)$$

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} \in \arg \min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{p+1}} \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left[ y_i - \left( \theta_0 + \sum_{j=1}^p \theta_j x_{i,j} \right) \right]^2$$

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} \in \arg \min_{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{p+1}} \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n [y_i - (\langle x_i, \boldsymbol{\theta} \rangle)]^2$$

Rem: le minimiseur n'est pas toujours unique !

Rem: le terme  $\frac{1}{2}$  ne change rien au problème de minimisation, mais facilite certains calculs

# Sommaire

Moindres carrés pour deux variables explicatives

**Moindres carrés multi-dimensionnels**

Modélisation matricielle

Définition des moindres carrés

**Optimisation**

Questions d'unicité

Formule explicite, prédiction et résidus

# Condition nécessaire du premier ordre pour un minimum local (CNO)

## Théorème : règle de Fermat

Si  $f$  est différentiable en un minimum local  $\theta^*$  alors le gradient de  $f$  est nul en  $\theta^*$ , i.e.,  $\nabla f(\theta^*) = 0$ .

Rem: ce n'est une condition suffisante que si  $f$  est en plus convexe

Ici  $f : \theta \mapsto \frac{1}{2} \|\mathbf{y} - X\theta\|_2^2$

$$\begin{aligned} f(\theta) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y} - X\theta\|_2^2 = \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle X\theta, \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} \theta^\top X^\top X \theta \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \theta, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} \theta^\top X^\top X \theta \end{aligned}$$

## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta} + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} + h)^\top X^\top X (\boldsymbol{\theta} + h)$$

## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\theta} + h) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta} + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} + h)^\top X^\top X (\boldsymbol{\theta} + h) \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta}, X^\top \mathbf{y} \rangle - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle \\ &\quad + \frac{1}{2} \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X \boldsymbol{\theta} + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \end{aligned}$$

## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\theta} + h) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta} + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} + h)^\top X^\top X (\boldsymbol{\theta} + h) \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta}, X^\top \mathbf{y} \rangle - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle \\ &\quad + \frac{1}{2} \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X \boldsymbol{\theta} + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \\ &= f(\boldsymbol{\theta}) - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \end{aligned}$$



## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\theta$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\theta)$  tel que :

$$f(\theta + h) = f(\theta) + \langle h, \nabla f(\theta) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$\begin{aligned} f(\theta + h) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \theta + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\theta + h)^\top X^\top X (\theta + h) \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \theta, X^\top \mathbf{y} \rangle - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle \\ &\quad + \frac{1}{2} \theta^\top X^\top X \theta + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \theta^\top X^\top X h \\ &= f(\theta) - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \theta^\top X^\top X h \\ &= f(\theta) + \underbrace{\langle h, X^\top X \theta - X^\top \mathbf{y} \rangle}_{\nabla f(\theta)} + \underbrace{\frac{1}{2} h^\top X^\top X h}_{o(h)} \end{aligned}$$

## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\theta} + h) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta} + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} + h)^\top X^\top X (\boldsymbol{\theta} + h) \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta}, X^\top \mathbf{y} \rangle - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle \\ &\quad + \frac{1}{2} \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X \boldsymbol{\theta} + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \\ &= f(\boldsymbol{\theta}) - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \\ &= f(\boldsymbol{\theta}) + \underbrace{\langle h, X^\top X \boldsymbol{\theta} - X^\top \mathbf{y} \rangle}_{\nabla f(\boldsymbol{\theta})} + \underbrace{\frac{1}{2} h^\top X^\top X h}_{o(h)} \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\nabla f(\boldsymbol{\theta}) = X^\top X \boldsymbol{\theta} - X^\top \mathbf{y} = X^\top (X \boldsymbol{\theta} - \mathbf{y})$$

## Calcul du gradient de $f$

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Le calcul pour  $f$  donne

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\theta} + h) &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta} + h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} (\boldsymbol{\theta} + h)^\top X^\top X (\boldsymbol{\theta} + h) \\ &= \frac{1}{2} \|\mathbf{y}\|^2 - \langle \boldsymbol{\theta}, X^\top \mathbf{y} \rangle - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle \\ &\quad + \frac{1}{2} \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X \boldsymbol{\theta} + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \\ &= f(\boldsymbol{\theta}) - \langle h, X^\top \mathbf{y} \rangle + \frac{1}{2} h^\top X^\top X h + \boldsymbol{\theta}^\top X^\top X h \\ &= f(\boldsymbol{\theta}) + \underbrace{\langle h, X^\top X \boldsymbol{\theta} - X^\top \mathbf{y} \rangle}_{\nabla f(\boldsymbol{\theta})} + \underbrace{\frac{1}{2} h^\top X^\top X h}_{o(h)} \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\boxed{\nabla f(\boldsymbol{\theta}) = X^\top X \boldsymbol{\theta} - X^\top \mathbf{y} = X^\top (X \boldsymbol{\theta} - \mathbf{y})}$$

## Rappel sur le gradient

Le gradient de  $f$  en  $\boldsymbol{\theta}$  est défini comme le vecteur  $\nabla f(\boldsymbol{\theta})$  tel que :

$$f(\boldsymbol{\theta} + h) = f(\boldsymbol{\theta}) + \langle h, \nabla f(\boldsymbol{\theta}) \rangle + o(h)$$

Propriété : le gradient peut aussi être défini comme le vecteur des dérivées partielles

$$\nabla f(\boldsymbol{\theta}) = \begin{pmatrix} \frac{\partial f}{\partial \theta_0} \\ \vdots \\ \frac{\partial f}{\partial \theta_p} \end{pmatrix}$$

# Moindres carrés - équation(s) normale(s)

$$\nabla f(\boldsymbol{\theta}) = 0 \Leftrightarrow X^\top X \boldsymbol{\theta} - X^\top \mathbf{y} = X^\top (X \boldsymbol{\theta} - \mathbf{y}) = 0$$

## Théorème

La CNO nous assure qu'un minimiseur  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  satisfait l'équation :

**Équation(s) normale(s) :**

$$(X^\top X) \hat{\boldsymbol{\theta}} = X^\top \mathbf{y}$$

$\hat{\boldsymbol{\theta}}$  est donc solution d'un système linéaire " $Ax = b$ " pour une matrice  $A = X^\top X$  et un second membre  $b = X^\top \mathbf{y}$

Rem: si les variables sont redondantes il n'y a pas unicité de la solution, tout comme cela arrivait en dimension un

---

**Exo:** coder en python une descente de gradient pour résoudre le problème des moindres carrés

---

# Vocabulaire (et abus de langage)

## Définition

On appelle **matrice de Gram** ( : *Gramian matrix*) la matrice

$$X^{\top} X$$

dont le terme général est  $\langle \mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j \rangle$ . Elle est parfois aussi appelée matrice des corrélations

Rem: si on normalise les variables pour que  $\forall j \in \llbracket 0, p \rrbracket, \|\mathbf{x}_j\|^2 = n$ , la diagonale de la matrice est  $(n, \dots, n)$

Le terme  $X^{\top} \mathbf{y} = \begin{pmatrix} \langle \mathbf{x}_0, \mathbf{y} \rangle \\ \vdots \\ \langle \mathbf{x}_p, \mathbf{y} \rangle \end{pmatrix}$  représente le vecteur des corrélations entre variables explicatives et observations

# Sommaire

Moindres carrés pour deux variables explicatives

## Moindres carrés multi-dimensionnels

Modélisation matricielle

Définition des moindres carrés

Optimisation

Questions d'unicité

Formule explicite, prédiction et résidus

# Estimateur des moindres carrés et unicité

Prenons  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  (une) solution de  $(X^\top X)\hat{\boldsymbol{\theta}} = X^\top \mathbf{y}$

**Non unicité** : si  $\text{Ker}(X) = \{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{p+1} : X\boldsymbol{\theta} = 0\} \neq \{0\}$  (noyau non trivial), prenons  $\boldsymbol{\theta}_K \in \text{Ker}(X)$  non nul, alors

$$X(\hat{\boldsymbol{\theta}} + \boldsymbol{\theta}_K) = X\hat{\boldsymbol{\theta}}$$

$$\text{puis } (X^\top X)(\hat{\boldsymbol{\theta}} + \boldsymbol{\theta}_K) = X^\top \mathbf{y}$$

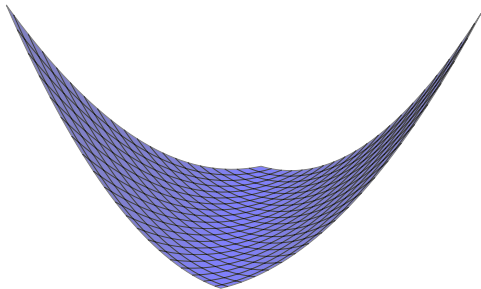
Cela montre que l'espace des solutions de l'équation normale peut s'écrire comme un sous espace (affine) :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} + \text{Ker}(X)$$



## Optimisation dans $\mathbb{R}^d$

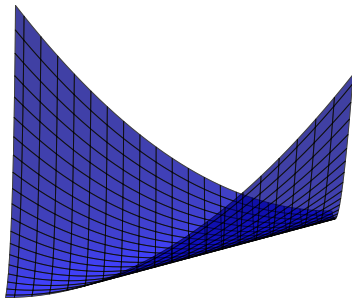
Cas d'une fonction convexe, e.g.,  $f(\boldsymbol{\theta}) = \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2$ , dont l'ensemble des minimiseurs n'est pas unique :



Rem: l'ensemble des minimiseurs est dans ce cas une droite

## Optimisation dans $\mathbb{R}^d$

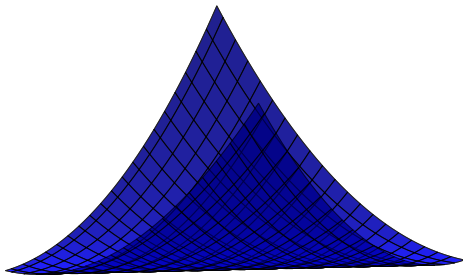
Cas d'une fonction convexe, e.g.,  $f(\boldsymbol{\theta}) = \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2$ , dont l'ensemble des minimiseurs n'est pas unique :



Rem: l'ensemble des minimiseurs est dans ce cas une droite

## Optimisation dans $\mathbb{R}^d$

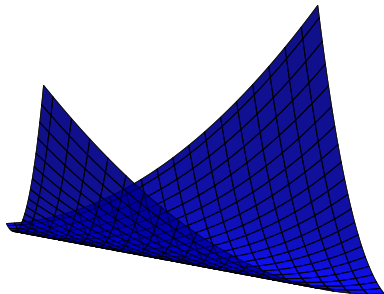
Cas d'une fonction convexe, e.g.,  $f(\boldsymbol{\theta}) = \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2$ , dont l'ensemble des minimiseurs n'est pas unique :



Rem: l'ensemble des minimiseurs est dans ce cas une droite

## Optimisation dans $\mathbb{R}^d$

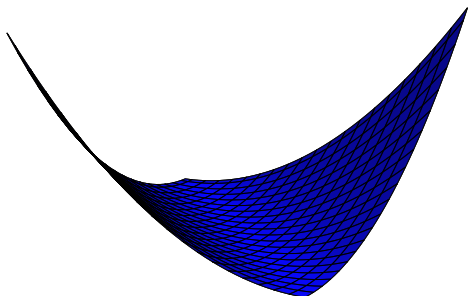
Cas d'une fonction convexe, e.g.,  $f(\boldsymbol{\theta}) = \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2$ , dont l'ensemble des minimiseurs n'est pas unique :



Rem: l'ensemble des minimiseurs est dans ce cas une droite

## Optimisation dans $\mathbb{R}^d$

Cas d'une fonction convexe, e.g.,  $f(\boldsymbol{\theta}) = \|\mathbf{y} - X\boldsymbol{\theta}\|_2^2$ , dont l'ensemble des minimiseurs n'est pas unique :



Rem: l'ensemble des minimiseurs est dans ce cas une droite

# Non unicité : interprétation pour une variable

Rappel :

$$X = \begin{pmatrix} 1 & x_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_n \end{pmatrix}$$

Si  $\text{Ker}(X) = \{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^2 : X\boldsymbol{\theta} = 0\} \neq \{0\}$  il existe  $(\theta_0, \theta_1) \neq (0, 0)$  :

$$\begin{cases} \theta_0 + \theta_1 x_1 & = 0 \\ \vdots & \vdots & = \vdots \\ \theta_0 + \theta_1 x_n & = 0 \end{cases}$$

1. si  $\theta_1 = 0$  **absurde**, car alors  $\theta_0 = 0$ , et donc  $(\theta_0, \theta_1) \neq (0, 0)$
2. si  $\theta_1 \neq 0$ 
  - 2.1 si  $\forall i, x_i = 0$  alors  $X = (\mathbf{1}_n, 0)$
  - 2.2 sinon il existe  $x_{i_0} \neq 0$  puis  $\forall i, x_i = -\theta_0/\theta_1 = x_{i_0}$ ,  
i.e.,  $X = (\mathbf{1}_n \quad x_{i_0} \cdot \mathbf{1}_n)$

# Interprétation en dimension quelconque

Rappel : on note  $X = (\mathbf{1}_n, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_p)$ , les colonnes étant les variables explicatives (de taille  $n$ )

La propriété  $\text{Ker}(X) = \{\boldsymbol{\theta} \in \mathbb{R}^{p+1} : X\boldsymbol{\theta} = 0\} \neq \{0\}$  signifie qu'il existe une relation linéaire entre les variables explicatives

$\mathbf{1}_n, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_p$  (on dit aussi que les variables sont liées), *i.e.*, il existe un vecteur non nul  $\boldsymbol{\theta} = (\theta_0, \dots, \theta_p)^\top \in \mathbb{R}^{p+1}$  tel que

$$\theta_0 \mathbf{1}_n + \sum_{j=1}^p \theta_j \mathbf{x}_j = 0$$

# Quelques rappels d'algèbre

## Définition

**Rang d'une matrice :**  $\text{rang}(X) = \dim(\text{vect}(\mathbf{1}_n, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_p))$

Propriété :  $\text{rang}(X) = \text{rang}(X^\top)$

## Théorème du rang

$$\text{rang}(X) + \dim(\text{Ker}(X)) = p + 1$$

$$\text{rang}(X^\top) + \dim(\text{Ker}(X^\top)) = n$$

---

**Exo:**  $\text{Ker}(X) = \text{Ker}(X^\top X)$

---

Rem:

$\text{rang}(X) \leq \min(n, p + 1)$

Détails sur ce thème : cf. **Golub et Van Loan (1996)**



## Quelques rappels d'algèbre (suite)

### Caractérisation de l'inversion

Une matrice carrée  $A \in \mathbb{R}^{m \times m}$  est inversible

- ▶ si et seulement si son noyau est nul :  $\text{Ker}(A) = \{0\}$
- ▶ si et seulement si elle est de plein rang  $\text{rang}(A) = m$

---

**Exo:** Montrer que  $\text{Ker}(A) = \{0\}$  est équivalent au fait que la matrice  $A^\top A$  est inversible.

---

# Sommaire

Moindres carrés pour deux variables explicatives

## Moindres carrés multi-dimensionnels

- Modélisation matricielle

- Définition des moindres carrés

- Optimisation

- Questions d'unicité

- Formule explicite, prédiction et résidus

# Formule des moindres carrés

## Formule pour le cas d'un noyau non trivial

Si la matrice  $X$  est de plein rang (i.e., si  $X^\top X$  inversible) alors

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = (X^\top X)^{-1} X^\top \mathbf{y}$$

Rem: on retrouve pour la moyenne pour le cas simple  $X = \mathbf{1}_n$  :

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\langle \mathbf{1}_n, \mathbf{1}_n \rangle)^{-1} \langle \mathbf{1}_n, \mathbf{y} \rangle = \bar{y}_n$$

Rem: dans le cas simple  $X = \mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$  :  $\hat{\boldsymbol{\theta}} = \langle \frac{\mathbf{x}}{\|\mathbf{x}\|^2}, \mathbf{y} \rangle$

---

**Exo**: retrouver le cas unidimensionnel avec constante

---

**ATTENTION** : en pratique éviter de calculer l'inverse de  $X^\top X$  :

- cela est coûteux en temps de calcul
- une matrice  $(p+1) \times (p+1)$  peut être volumineuse, si “ $p \gg n$ ” (e.g., en biologie  $n$  patients,  $p$  gènes... )

# Prédiction

## Définition

**Vecteurs des prédictions :**  $\hat{\mathbf{y}} = X\hat{\boldsymbol{\theta}}$


Rem:  $\hat{\mathbf{y}}$  est une fonction linéaire des observations  $\mathbf{y}$

Rappel : un **projecteur orthogonal** est une matrice  $H$  telle que

1.  $H$  est symétrique :  $H^\top = H$
2.  $H$  est idempotente :  $H^2 = H$

## Proposition

En notant  $H_X$  le projecteur orthogonal sur l'espace engendré par les colonnes de  $X$ , on obtient que  $\hat{\mathbf{y}} = H_X \mathbf{y}$

Rem: si  $X$  est de plein rang, alors  $\hat{\mathbf{y}} = X(X^\top X)^{-1}X^\top \mathbf{y}$ . Dans ce cas  $H_X = X(X^\top X)^{-1}X^\top$  est souvent appelée matrice "chapeau" ( : *hat matrix*)

## Prédiction (suite)

Si une nouvelle observation  $x_{n+1} = (x_{n+1,1}, \dots, x_{n+1,p})$  arrive, la prédiction associée est :

$$\hat{y}_{n+1} = \langle \hat{\boldsymbol{\theta}}, (1, x_{n+1,1}, \dots, x_{n+1,p})^\top \rangle$$
$$\hat{y}_{n+1} = \hat{\theta}_0 + \sum_{j=1}^p \hat{\theta}_j x_{n+1,j}$$

Rem: l'équation normale assure l'**équi-corrélation** entre des observations et des prédictions avec les variables explicatives :

$$(X^\top X)\hat{\boldsymbol{\theta}} = X^\top \mathbf{y} \Leftrightarrow X^\top \hat{\mathbf{y}} = X^\top \mathbf{y}$$
$$\Leftrightarrow \begin{pmatrix} \langle \mathbf{x}_0, \hat{\mathbf{y}} \rangle \\ \vdots \\ \langle \mathbf{x}_p, \hat{\mathbf{y}} \rangle \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \langle \mathbf{x}_0, \mathbf{y} \rangle \\ \vdots \\ \langle \mathbf{x}_p, \mathbf{y} \rangle \end{pmatrix}$$

---

**Exo:** Soit  $P = \begin{pmatrix} \frac{1}{n} & \cdots & \frac{1}{n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{1}{n} & \cdots & \frac{1}{n} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{n \times n}.$

1. Vérifier que  $P$  est une matrice de projection orthogonale.
2. Déterminer  $\text{Im}(P)$ , l'espace image de  $P$ .
3. On note  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)^\top$  et  $\bar{x}_n$  la moyenne et  $\sigma_x$  l'écart-type (empirique) :

$$\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \qquad \sigma_x = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2}.$$

Montrer que  $\sigma_x = \|(\text{Id}_n - P)x\|/\sqrt{n}.$

---

# Résidus et équations normales

## Définition

$$\textbf{Résidu(s)} : \quad \mathbf{r} = \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} = \mathbf{y} - X\hat{\boldsymbol{\theta}} = (\text{Id}_n - H_X)\mathbf{y}$$

Rappel :

$$\text{Équations normales : } \boxed{(X^\top X)\hat{\boldsymbol{\theta}} = X^\top \mathbf{y}}$$

Grâce aux résidus on peut écrire cette équation sous la forme :

$$X^\top (X\hat{\boldsymbol{\theta}} - \mathbf{y}) = 0 \Leftrightarrow X^\top \mathbf{r} = 0 \Leftrightarrow \mathbf{r}^\top X = 0$$

Cela se réécrit avec  $X = (\mathbf{1}_n, \mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_p)$  de la manière suivante :

$$\forall j = 1, \dots, p : \langle \mathbf{r}, \mathbf{x}_j \rangle = 0 \text{ et } \bar{r}_n = 0$$

Interprétation : le résidu est orthogonal aux variables explicatives

## Visualisation : prédicteurs et résidus ( $p = 2$ )

