# Régression linéaire et gradient stochastique

Ce TD-TP a pour objectif de plonger de manière un peu plus individualisée dans le cours d'optimisation stochastique. Il n'est pas noté, mais j'encourage très vivement les étudiants à rédiger consciencieusement leurs réponses et leurs idées. La rédaction force à mieux présenter les choses et surtout à mieux les cerner. Ca me permettra aussi plus facilement de corriger d'éventuelles incompréhensions.

#### 1 Introduction

L'objectif de ce TP est d'illustrer la première partie du cours d'optimisation stochastique sur les erreurs en apprentissage et d'implémenter les premières versions du gradient stochastique. Il a aussi pour objectif de vous entraı̂ner à effectuer des calculs avec des variables aléatoires pour les rendre plus accessibles et mieux comprendre les cours à venir.

Nous allons nous placer dans le cadre de travail le plus simple : la régression linéaire. Ce cadre présente plusieurs avantages :

- C'est probablement le plus simple d'un point de vue théorique et il permet d'appréhender de nombreux phénomènes avec des mathématiques relativement élémentaires.
- C'est probablement encore le plus utilisé dans les applications, et il me semble nécessaire de le comprendre profondément.

### 2 Le cadre

Soit X un vecteur aléatoire de  $\mathbb{R}^d$ , pour  $d \in \mathbb{N}$  suivant une certaine distribution de probabilité inconnue  $P_X$ . Pour un certain vecteur  $\theta \in \mathbb{R}^d$ , on construit une variable aléatoire  $Y \in \mathbb{R}$  définie par :

 $Y = \langle \theta, X \rangle + B$  où  $B \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$  est une variable aléatoire gaussienne indépendante de X.

L'objectif de ce TP est d'apprendre le vecteur  $\theta$  inconnu à partir de  $n \in \mathbb{N}$  observations  $(x_i, y_i)_{1 \le i \le n}$  tirées indépendamment suivant la loi P.

Pour ce faire, on peut simplement résoudre le problème de minimisation du risque empirique suivant :

$$\inf_{\omega \in \mathbb{R}^d} E_n(\omega) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (\langle \omega, x_i \rangle - y_i)^2$$
 (1)

On notera  $\omega_n^*$  n'importe quel minimiseur (sous réserve d'existence) du problème ci-dessus.

## 3 Questions préliminaires

1. Déterminer les espaces  $\mathcal{X}$  et  $\mathcal{Y}$  du cours. Quelle est la fonction perte l utilisée ici ? Quelle est la famille  $\mathcal{H}$  de prédicteurs utilisés ?

On a :  $h: \mathcal{X} \to \mathcal{Y}$ .

Fonction perte:  $l: \mathcal{X} \times \mathcal{Y} \to \mathbb{R}$  $(x,y) \mapsto \frac{1}{2} (\langle \omega, x \rangle - y)^2$ 

La famille des prédicteurs est  $\mathcal{H} = \{x \mapsto \langle \omega, x \rangle, \omega \in \mathbb{R}^d\}.$ 

2. Déterminer la loi conditionnelle P(Y|X).

Loi conditionnelle P(Y|X):

$$P(Y = y | X = x) = P(\langle \theta, X \rangle + B = y | X = x)$$
$$= P(\langle \theta, x \rangle + B = y)$$
$$= P(B = y - \langle \theta, x \rangle)$$

$$\Rightarrow Y|X = x \sim \mathcal{N}(\langle \theta, x \rangle, \sigma^2)$$

3. Quelle est la définition du risque moyen ici ?

Risque moyen:

$$\begin{split} E(\omega) &= \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ l(X,Y) \right] \\ &= \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \frac{1}{2} (\langle \omega, X \rangle - Y)^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ (\langle \omega, X \rangle - \langle \theta, X \rangle - B)^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ (\langle \omega - \theta, X \rangle - B)^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle^2 \right] - \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle B \right] + \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ B^2 \right] \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle^2 \right] - \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle \right] \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ B \right] + \frac{1}{2} Var(B) \\ &= \frac{1}{2} \mathbb{E}_{(X,Y)} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle^2 \right] + \frac{\sigma^2}{2} \end{split}$$

4. Quel est le prédicteur optimal  $\omega^*$  ? Est-il unique ? Que vaut  $E(\omega^*)$  ?

Prédicteur optimal :  $\omega^* = \theta$ .

Il n'est pas unique si X = 0 presque partout.

5. Si  $X \sim \mathcal{N}(0, I_d)$  que vaut  $E(\omega)$ ? Si  $X \sim \mathcal{N}(0, I_d)$ , alors:

$$E(\omega) = \frac{1}{2} \mathbb{E} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle^2 \right] + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} \mathbb{E} \left[ \langle \omega - \theta, X \rangle \langle \omega - \theta, X \rangle \right] + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} \mathbb{E} \left[ (\omega - \theta)^T X X^T (\omega - \theta) \right] + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} (\omega - \theta)^T \mathbb{E} \left[ X X^T \right] (\omega - \theta) + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} (\omega - \theta)^T Var(X) (\omega - \theta) + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} (\omega - \theta)^T I_d (\omega - \theta) + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} (\omega - \theta)^T (\omega - \theta) + \frac{\sigma^2}{2}$$

$$= \frac{1}{2} \|\omega - \theta\|^2 + \frac{\sigma^2}{2} \text{ (Norme de Mahalanobis)}$$

6. Déterminer l'erreur d'approximation  $\mathcal{E}_{app}$  pour ce problème.

On a : 
$$\mathcal{E}_{app} = E(h^*) - E(h_{\mathcal{H}}^*)$$
.

avec: 
$$h^* = \underset{h \in \mathbb{R}^d}{\operatorname{argmin}} E(h)$$
  
 $h^*_{\mathcal{H}} = \underset{h \in \mathcal{H}}{\operatorname{argmin}} E_n(h)$ 

$$\begin{split} E(h) &= \mathbb{E}\left[l(h(X),Y)\right] \\ &= \frac{1}{2}\mathbb{E}\left[(h(X)-Y)^2\right] \\ &= \frac{1}{2}\mathbb{E}\left[(h(X)-\langle\theta,X\rangle-B)^2\right] \\ &= \frac{1}{2}\mathbb{E}\left[(h(X)-\langle\theta,X\rangle)^2\right] + \frac{\sigma^2}{2} \geq \frac{\sigma^2}{2} \end{split}$$

 $h^*(x) = \langle \theta, x \rangle \in \mathcal{H}$ , donc  $E(h^*) - E(h^*_{\mathcal{H}}) = 0$ : Pas d'erreur d'approximation.

7. Est-ce que la fonction  $E_n$  est convexe ou non convexe ?

On a : 
$$E_n(\omega) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (\langle \omega, x_i \rangle - y_i)^2$$
.  
avec :  $\omega \mapsto \langle \omega, x_i \rangle - y_i$  et  $t \mapsto t^2$  convexes.

Donc  $E_n$  est convexe par somme et composition de fonctions convexes.

8. Calculer  $\nabla E_n(\omega)$ .

On a : 
$$E_n(\omega) = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (\langle \omega, x_i \rangle - y_i)^2$$
.

On pose : 
$$X = (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^{d \times n}$$
  
et  $Y = (y_1, \dots, y_n) \in \mathbb{R}^n$ 

On a donc : 
$$E_n(\omega) = \frac{1}{2n} ||X^T \omega - Y||^2$$
.

Donc: 
$$\nabla E_n(\omega) = \frac{1}{n} (X^T)^T (X^T \omega - Y)$$
  
=  $\frac{1}{n} X (X^T \omega - Y)$ 

9. Est-ce que le problème (1) possède une solution ? Une solution unique ? La fonction  $E_n$  est convexe, différentiable et coercive (car  $E_n(\omega) \xrightarrow{||\omega|| \to \infty} \infty$ ). On a la condition d'optimalité :  $\nabla E_n(\omega) = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{n}X(X^T\omega - Y) = 0 \Leftrightarrow XX^T\omega = XY$ .

On montre que ce problème admet une solution : on montre  $XY \in Im(XX^T)$ .

- On a :  $XY \in Im(X)$  (trivial).
- Avec une SVD, on a :  $X = U\Sigma V^T$  avec U et V unitaires  $U = (u_1, \ldots, u_r)$  avec r = rg(X)

Donc: 
$$Im(X) = Vect(u_1, ..., u_r)$$

• On a aussi :  $XX^T = U\Sigma V^T V\Sigma^T U^T = U\Sigma \Sigma^T U^T$ 

Donc: 
$$Im(XX^T) = Vect(u_1, ..., u_r) = Im(X)$$

On obtient donc :  $XY \in Im(XX^T)$ , donc le problème admet une solution.

## 4 Erreur d'estimation

Dans cette partie, on se propose de borner l'erreur d'estimation  ${\mathcal E}$ 

$$\mathcal{E}_{est} = E(\omega_n^*) - E(\omega^*),$$

pour se faire une idée de la vitesse de convergence du risque empirique.

Soient  $(Z_i)_{1 \leq i \leq n}$  un ensemble de variables aléatoires i.i.d. de variance  $\sigma^2$ .

1. Que vaut  $Var(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}Z_i)$ ?

Les variables aléatoires  $(Z_i)$  sont indépendantes donc :

$$Var(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i) = \frac{1}{n^2} Var(\sum_{i=1}^{n} Z_i)$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} Var(Z_i) \text{ (car les } Z_i \text{ sont indépendantes)}$$

$$= \frac{1}{n^2} n Var(Z_1)$$

$$= \frac{1}{n} Var(Z_1)$$

$$= \frac{\sigma^2}{n}$$

2. Que peut-on en déduire sur la différence  $E_n(\omega) - E(\omega)$ ? On cherche la variance de l'estimateur :  $E_n(\omega) - E(\omega)$ .

$$\mathbb{E}\left[\left(E_n(\omega) - E(\omega)\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n\left(\frac{1}{2}(\langle \omega, x_i \rangle - y_i)^2 - E(\omega)\right)^2\right]^2\right]$$

$$= 1$$

Malheureusement, ce résultat est valable pour un vecteur  $\omega \in \mathbb{R}^d$  quelconque, mais ne permet pas de contrôler  $E(\omega_n^*) - E(\omega^*)$  directement. On va donc affiner ce résultat. On suppose que les paramètres optimaux  $\omega^*$  et  $\omega_n^*$  vivent dans une boule de rayon R > 0. On utilise la décomposition suivante :

$$\mathcal{E}_{est} = [E(\omega_n^*) - E_n(\omega_n^*)] + [E_n(\omega_n^*) - E_n(\omega^*)] + [E_n(\omega^*) - E(\omega^*)].$$

1. Que pouvez-vous dire de  $E_n(\omega_n^*) - E_n(\omega^*)$ ?

Erreur d'estimation :  $E(\omega_n^*) - E(\omega^*)$ .

avec: 
$$\omega_n^* = \underset{\omega \in \mathbb{R}^d}{\operatorname{argmin}} E_n(\omega)$$
  
et  $\omega^* = \underset{\omega \in \mathbb{R}^d}{\operatorname{argmin}} E(\omega)$ 

On a: 
$$E_n(\omega_n^*) - E_n(\omega^*) \le 0 \text{ car } \omega_n^* \stackrel{def}{=} \underset{\omega \in \mathbb{R}^d}{\operatorname{argmin}} E_n(\omega).$$

2. En déduire que : 
$$\mathcal{E}_{est} \leq 2 \sup_{||\omega||_2 \leq R} |E(\omega) - E_n(\omega)|.$$

On a:

$$\begin{split} \mathcal{E}_{est} &= [E(\omega_{n}^{*}) - E_{n}(\omega_{n}^{*})] + [E_{n}(\omega_{n}^{*}) - E_{n}(\omega^{*})] + [E_{n}(\omega^{*}) - E(\omega^{*})] \\ &\leq [E(\omega_{n}^{*}) - E_{n}(\omega_{n}^{*})] + [E_{n}(\omega^{*}) - E(\omega^{*})] \\ &\leq |E(\omega_{n}^{*}) - E_{n}(\omega_{n}^{*}) + E_{n}(\omega^{*}) - E(\omega^{*})| \\ &\leq |E(\omega_{n}^{*}) - E_{n}(\omega_{n}^{*})| + |E_{n}(\omega^{*}) - E(\omega^{*})| \\ &\leq \sup_{||\omega||_{2} \leq R} |E(\omega) - E_{n}(\omega)| + \sup_{||\omega||_{2} \leq R} |E(\omega) - E_{n}(\omega)| \\ &\leq 2 \sup_{||\omega||_{2} \leq R} |E(\omega) - E_{n}(\omega)| \end{split}$$

3. Etablir l'identité suivante :

$$E_n(\omega) - E(\omega) = \frac{1}{2} \langle \omega, (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i x_i^T - \mathbb{E}(XX^T)) \omega \rangle$$
$$- \langle \omega^T, (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i x_i^T - \mathbb{E}(YX)) \rangle$$
$$+ \frac{1}{2} (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2 - \mathbb{E}(Y^2)).$$

4. Borner la valeur absolue des erreurs ci-dessus en espérance. Vous pourrez par exemple utiliser des inégalités de Bernstein (scalaires, vectorielles et matricielles). Que conclure sur le taux de convergence de  $\mathcal{E}_{est}$  vers 0 ?