## Travaux dirigés d' Optimisation

## Master 2 — Mathématiques pour les sciences du vivant

Joon Kwon

jeudi 6 octobre 2022



## Exercice 1 (Gradient stochastique). —

1) Soit  $t \geqslant 1$ ,

$$\left\|x^{(t+1)} - x^*\right\| = \left\|x^{(t)} - \gamma^{(t)}\hat{g}^{(t)} - x^*\right\|^2 = \left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2 - 2\gamma^{(t)}\hat{g}^{(t)\top}(x^{(t)} - x^*) + (\gamma^{(t)})^2 \left\|\hat{g}^{(t)}\right\|^2.$$

On obtient le résultat en réarrangeant les termes.

2) En sommant l'inégalité de la question 1), on obtient :

$$\sum_{t=1}^{\mathrm{T}} \gamma^{(t)} \hat{g}^{(t) \top} (x^{(t)} - x^*) \leqslant \frac{1}{2} \left\| x^{(1)} - x^* \right\|^2 + \sum_{t=1}^{\mathrm{T}} \frac{(\gamma^{(t)})^2}{2} \left\| \hat{g}^{(t)} \right\|^2.$$

On prend l'espérance du membre de droite et on y majore la somme de la façon suivante :

$$\mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{T}\frac{(\boldsymbol{\gamma}^{(t)})^2}{2}\left\|\hat{\boldsymbol{g}}^{(t)}\right\|^2\right] = \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{T}\frac{(\boldsymbol{\gamma}^{(t)})^2}{2}\mathbb{E}\left[\left\|\hat{\boldsymbol{g}}^{(t)}\right\|^2\mid\boldsymbol{x}^{(t)}\right]\right] \leqslant \frac{\sigma^2}{2}\sum_{t=1}^{T}(\boldsymbol{\gamma}^{(t)})^2.$$

Quant au membre gauche:

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \gamma^{(t)} \hat{g}^{(t)\top}(x^{(t)} - x^*)\right] &= \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \gamma^{(t)} \mathbb{E}\left[\hat{g}^{(t)\top}(x^{(t)} - x^*) \mid x^{(t)}\right]\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \gamma^{(t)} \nabla f(x^{(t)})^{\top}(x^{(t)} - x^*)\right] \\ &\geqslant \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \gamma^{(t)} (f(x^{(t)}) - f(x^*))\right]. \end{split}$$

où on a utilisé la convexé pour obtenir l'inégalité. On conclut en divisant par  $\sum_{t=1}^{T} \gamma^{(t)}$ . Si on choisit  $\gamma^{(t)} = \gamma^{(1)} t^{-1/2}$  (pour  $t \geqslant 1$ ), alors en utilisant les majoration et minoration classiques suivantes :

$$\sum_{t=1}^{T} \frac{1}{t} = 1 + \int_{1}^{T} \frac{1}{u} du = 1 + \log T.$$

$$\sum_{t=1}^{T} t^{-1/2} \geqslant \int_{1}^{T+1} u^{-1/2} du = 2(\sqrt{T+1} - 1) \geqslant \sqrt{T+1}.$$

Si  $\sigma$  est connu à l'avance, on peut choisir  $\gamma^{(1)} = \sigma$  et il en découle la borne

$$\sigma \frac{\|x^{(1)} - x^*\|^2 + 1 + \log T}{2\sqrt{T+1}}.$$

Si  $\sigma$  n'est pas connu à l'avance, le choix  $\gamma^{(1)}=1$  donne la borne

$$\frac{\|x^{(1)} - x^*\|^2 + \sigma^2(1 + \log T)}{2\sqrt{T+1}}.$$

3) En utilisant la caractérisation d'ordre 1 de la régularité, on a pour tout  $t \ge 1$ ,

$$f(x^{(t+1)}) - f(x^{(t)}) \leqslant \nabla f(x^{(t)})^\top (x^{(t+1)} - x^{(t)}) + \frac{L}{2} \left\| x^{(t+1)} - x^{(t)} \right\|^2 \leqslant -\gamma^{(t)} \nabla f(x^{(t)})^\top \hat{g}^{(t)} + \frac{L(\gamma^{(t)})^2}{2} \left\| \hat{g}^{(t)} \right\|^2,$$

où on a utilisé la définition du gradient stochastique pour remplacer  $x^{(t+1)} - x^{(t)}$ . En sommant, on obtient, en réarrangeant les termes :

$$\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \mathbf{y}^{(t)} \nabla f(\mathbf{x}^{(t)})^{\mathsf{T}} \hat{\mathbf{g}}^{(t)} \leqslant f(\mathbf{x}^{(1)}) - f(\mathbf{x}^{(\mathsf{T}+1)}) + \frac{\mathsf{L}}{2} \sum_{t=1}^{\mathsf{T}} (\mathbf{y}^{(t)})^2 \left\| \hat{\mathbf{g}}^{(t)} \right\|^2.$$

En prenant l'espérance et en faisant apparaître l'espérance conditionnelle sachant  $x^{(t)}$ , on obtient :

$$\mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} \gamma^{(t)} \nabla f(\boldsymbol{x}^{(t)})^{\top} \mathbb{E}\left[\hat{\boldsymbol{g}}^{(t)} \mid \boldsymbol{x}^{(t)}\right]\right] \leqslant f(\boldsymbol{x}^{(1)}) - f(\boldsymbol{x}^{(\mathsf{T}+1)}) + \frac{\mathsf{L}}{2} \mathbb{E}\left[\sum_{t=1}^{\mathsf{T}} (\gamma^{(t)})^2 \mathbb{E}\left[\left\|\hat{\boldsymbol{g}}^{(t)}\right\|^2 \mid \boldsymbol{x}^{(t)}\right]\right],$$

ce qui donne:

$$\sum_{t=1}^{\mathrm{T}} \mathbf{y}^{(t)} \left\| \nabla f(\mathbf{x}^{(t)}) \right\|^2 \leqslant f(\mathbf{x}^{(1)}) - f(\mathbf{x}^*) + \frac{\mathbf{L} \sigma^2}{2} \sum_{t=1}^{\mathrm{T}} (\mathbf{y}^{(t)})^2.$$

D'où le résultat en divisant par  $\sum_{t=1}^{T} \gamma^{(t)}$ . Si on choisit  $\gamma^{(t)} = \sqrt{\frac{2}{L\sigma^2 t}}$ , de façon similaire à la question précédente, on obtient :

$$\sigma\sqrt{\frac{L}{2}}\frac{f(x^{(1)})-f(x^*)+1+\log T}{\sqrt{T+1}}.$$

4) En utilisant la caractérisation du premier ordre de la forte convexité, on écrit :

$$0 \geqslant f(x^*) - f(x^{(1)}) \geqslant \nabla f(x^{(t)})^\top (x^* - x^{(1)}) + \frac{K}{2} \left\| x^{(1)} - x^* \right\|^2.$$

Ce qui donne :

$$\frac{\mathbf{K}}{2} \left\| \mathbf{x}^{(1)} - \mathbf{x}^* \right\|^2 \leqslant \nabla f(\mathbf{x}^{(1)})^\top (\mathbf{x}^* - \mathbf{x}^{(1)}).$$

En élevant au carré et en utilisant l'inégalité de Cauchy-Schwarz, on obtient

$$\frac{\mathrm{K}^2}{4} \left\| x^{(1)} - x^* \right\|^2 \leqslant \left\| \nabla f(x^{(1)}) \right\|^2,$$

or le membre de droite peut se majorer par  $\mathbb{E}\left[\left\|\hat{g}^{(1)}\right\|^2\right]$  car :

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\left\|\hat{g}^{(1)}\right\|^{2}\right] &= \mathbb{E}\left[\left\|\nabla f(x^{(1)}) + \hat{g}^{(1)} - \nabla f(x^{(1)})\right\|^{2}\right] \\ &= \left\|\nabla f(x^{(1)})\right\|^{2} + \mathbb{E}\left[\left\|\hat{g}^{(1)} - \nabla f(x^{(1)})\right\|^{2}\right] + 2\nabla f(x^{(1)})^{\top} \mathbb{E}\left[\hat{g}^{(1)} - \nabla f(x^{(1)})\right], \end{split}$$

où l'avant dernier terme est positif et le dernier terme est nul.

5) La forte convexité donne entre les points  $x^{(t)}$  et  $x^*$  les inégalités suivantes.

$$\begin{split} f(x^*) - f(x^{(t)}) &\geqslant \nabla f(x^{(t)})^\top (x^* - x^{(t)}) + \frac{\mathbf{K}}{2} \left\| x^{(t)} - x^* \right\|^2 \\ f(x^{(t)}) - f(x^*) &\geqslant \frac{\mathbf{K}}{2} \left\| x^{(t)} - x^* \right\|^2. \end{split}$$

En les utilisant, on écrit alors :

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t+1)} - x^*\right\|^2\right] &= \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] + \frac{\sigma^2}{K^2 t^2} - \frac{2}{K t} \mathbb{E}\left[\nabla f(x^{(t)})^\top (x^{(t)} - x^*)\right] \\ &\leqslant \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] + \frac{\sigma^2}{K^2 t^2} - \frac{2}{K t} \mathbb{E}\left[f(x^{(t)}) - f(x^*) + \frac{K}{2} \left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] \\ &\leqslant \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] + \frac{\sigma^2}{K^2 t^2} - \frac{2}{K t} \mathbb{E}\left[K \left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] \\ &\leqslant \left(1 - \frac{2}{t}\right) \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t)} - x^*\right\|^2\right] + \frac{\sigma^2}{K^2 t^2}. \end{split}$$

6) On peut maintenant démontrer que  $\mathbb{E}\left[\left\|x^{(t)}-x^*\right\|^2\right] \leqslant \frac{4\sigma^2}{K^2t}$  pour tout  $t\geqslant 1$ . Cela a déjà été montré pour t=1. On procède par récurrence. Pour  $t\geqslant 1$ , en utilisant l'hypothèse de

récurrence,

$$\begin{split} \mathbb{E}\left[\left\|x^{(t+1)} - x^*\right\|^2\right] & \leqslant \left(1 - \frac{2}{t}\right) \frac{4\sigma^2}{K^2 t} + \frac{\sigma^2}{K^2 t^2} \\ & = \frac{4\sigma^2}{K^2 (t+1)} \frac{4t^2 - 3t - 7}{4t^2} \\ & \leqslant \frac{4\sigma^2}{K^2 (t+1)}. \end{split}$$

On conclut en utilisant la caractérisation du premier ordre de la L régularité de f:

$$\mathbb{E}\left[f(\mathbf{x}^{(t)})\right] - f(\mathbf{x}^*) \leqslant \mathbb{E}\left[\frac{\mathbf{L}}{2} \left\|\mathbf{x}^{(t)} - \mathbf{x}^*\right\|^2\right] \leqslant \frac{2\mathbf{L}\sigma^2}{\mathbf{K}^2t}.$$

