

## Inégalité de Hoeffding

219 262 266  
229 264  
261 265

Lemme: Soit  $X$  v.a. réelle, bornée par 1 p.s., centrée  
Alors:  $\forall t \in \mathbb{R}^*$ ,  $\mathbb{E}[\exp(tx)] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right)$

Preuve:

$$\text{Soit } t \in \mathbb{R}_+^* \text{ et } x \in [-1; 1]. \text{ On a} \begin{cases} 0 \leq \frac{1}{2}(1-x) \leq 1 \\ 0 \leq \frac{1}{2}(1+x) \leq 1 \\ \frac{1}{2}(1-x) + \frac{1}{2}(1+x) = 1 \end{cases}$$

$$\text{De plus, } tx = \frac{1}{2}(1-x)x(-t) + \frac{1}{2}(1+x)t$$

La fonction  $x \mapsto \exp(tx)$  étant convexe,

$$\exp(tx) \leq \frac{1}{2}(1-x)\exp(-t) + \frac{1}{2}(1+x)\exp(t)$$

$X$  est p.s. bornée par 1 et alors  $\exp(tx)$  est bornée p.s. et admet une moyenne.

$$\mathbb{E}[\exp(tx)] \leq \frac{1}{2}\mathbb{E}[1-x]\exp(-t) + \frac{1}{2}\mathbb{E}[1+x]\exp(t)$$

$X$  est centrée d'où :

$$\mathbb{E}[\exp(tx)] = \frac{1}{2}[\exp(-t) + \exp(t)] = \text{ch}(t)$$

$$\text{Or: } \text{ch}(t) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^{2n}}{(2n)!} \text{ et } \exp\left(\frac{t^2}{2}\right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{t^{2n}}{n! 2^n}$$

$$\text{Mais: } n! 2^n = 2 \times 4 \times \dots \times 2^n \stackrel{\text{on distribue les } 2}{\leq} (2n)!$$

$$\text{Ainsi, } \text{ch}(t) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right) \text{ et } \mathbb{E}[\exp(tx)] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right).$$

Théorème: (Inégalité de Hoeffding) Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  suite de v.a. réelles indépendantes, centrées, bornées p.s.:  $\forall n \in \mathbb{N}, \exists c_n > 0$   $|X_n| \leq c_n$  et soit  $(S_n = \sum_{j=1}^n X_j)_{n \in \mathbb{N}}$ .

$$\text{Alors: } \forall n \in \mathbb{N}, \forall \varepsilon > 0, \mathbb{P}(|S_n| > \varepsilon) \leq 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2 \sum_{j=1}^n c_j^2}\right)$$

Preuve:

L'idée pour ce développement est d'obtenir une première inégalité grâce au lemme, puis de l'améliorer par l'inégalité de Markov pour finalement l'optimiser par une étude de fonction.

Soit  $n \in \mathbb{N}$ ,  $t \in \mathbb{R}_+^*$

① Donnons une majoration de  $\mathbb{E}[\exp(tx_n)]$ .

$X_n$  est bornée p.s. par 1 et centrée. Par le lemme:

$$\forall t \in \mathbb{R}_+^*, \mathbb{E}[\exp(t \frac{X_n}{c_n})] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2} c_n^2\right)$$

$$\text{Pour } t^2 = t c_n, \text{ on a: } \mathbb{E}[\exp(t X_n)] \leq \exp\left(\frac{t^2}{2} c_n^2\right).$$

$$\text{Ainsi, } \mathbb{E}[\exp(t S_n)] = \prod_{j=1}^n \mathbb{E}[\exp(t X_j)] \quad \text{car les } \exp(t X_n) \text{ sont indépendants}$$

$$\leq \prod_{j=1}^n \exp\left(\frac{t^2}{2} c_j^2\right)$$

$$\leq \exp\left[\frac{t^2}{2} \sum_{j=1}^n c_j^2\right]$$

② Soit  $\varepsilon > 0$ . La fonction  $x \mapsto \exp(tx)$  étant croissante,  $(S_n > \varepsilon) \subseteq (\exp(t S_n) > \exp(t \varepsilon))$  d'où:

$$\mathbb{P}(S_n > \varepsilon) \leq \mathbb{P}(\exp(t S_n) > \exp(t \varepsilon))$$

$$\leq \mathbb{E}[\exp(t S_n)] \quad \text{par l'inégalité de Markov}$$

$$\leq \exp\left[\sum_{j=1}^n c_j^2 \frac{t^2}{2} - t \varepsilon\right]$$

$$\text{③ Soit } a = \sum_{j=1}^n c_j^2$$

La fonction  $t \mapsto \frac{a}{2}t^2 - t\varepsilon$  atteint son minimum en  $-\frac{\varepsilon^2}{2a}$  pour  $t = \frac{\varepsilon}{a} > 0$ .

L'exponentielle étant strictement croissante,

$$\mathbb{P}(S_n > \varepsilon) \leq \exp\left[-\frac{\varepsilon^2}{2 \sum_{j=1}^n c_j^2}\right]$$

④ Puisque  $(|S_n| > \varepsilon) = (S_n > \varepsilon) \cup (-S_n > \varepsilon)$ , on a:

$$\mathbb{P}(|S_n| > \varepsilon) \leq 2 \exp\left[-\frac{\varepsilon^2}{2 \sum_{j=1}^n c_j^2}\right]$$

Application: Soit  $(X_i)_{i=1}^n$  v.a. iid de même loi  $X_1 \sim \mathcal{B}(1; p)$  avec  $p \in ]0; 1[$ , soit  $\varepsilon \in ]0; 1[$ .

Alors: un intervalle de confiance par excès au niveau  $1-\alpha$  du paramètre  $p$  est:  $\left[\frac{1}{n} S_n - \sqrt{\frac{2 \ln(2)}{n}}, \frac{1}{n} S_n + \sqrt{\frac{2 \ln(2)}{n}}\right]$ .

Preuve:

On applique l'inégalité de Hoeffding à  $(X_n - p)_n$  qui est bien bornée par 1

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n} S_n - p\right| > \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X_k - p)\right| > n\varepsilon\right) \leq 2 \exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2n}\right)$$

Soit  $\varepsilon' = \sqrt{\frac{2 \ln(2)}{n}}$  tel que  $\alpha = 2 \exp\left(-\frac{n\varepsilon'^2}{2n}\right)$  d'où:

$$\mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n} S_n - p\right| < \varepsilon'\right) = 1 - \mathbb{P}\left(\left|\frac{1}{n} S_n - p\right| > \varepsilon'\right) \geq 1 - \alpha$$

d'où l'intervalle cherché.

Application: Soit  $\alpha \in \mathbb{R}_+^*$  et  $\beta \in \mathbb{R}_+^*$  tel que  $\beta \neq \alpha$ ,

$$\sum_{k=1}^n c_k^2 \leq n^{2\alpha - \beta}$$

$$\text{Alors: } \frac{S_n}{n^\alpha} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{P.s.}} 0$$

Preuve:

Soit  $\varepsilon > 0$ . L'inégalité de Hoeffding donne:

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \mathbb{P}(|S_n| > n^\alpha \varepsilon) \leq 2 \exp\left(-\frac{n^{2\alpha - \beta} \varepsilon^2}{2 \sum_{k=1}^n c_k^2}\right)$$

$$\leq 2 \exp\left(-\frac{n^\beta \varepsilon^2}{2}\right)$$

Or:  $\exp\left(-\frac{n^{\beta} \varepsilon^2}{2}\right) \underset{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} 0 \left(\frac{1}{n^2}\right)$ . Ainsi,

$\sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(|S_n| > n^\alpha \varepsilon)$  converge.

Par le lemme de Borel-Cantelli,  $\forall E \in \mathbb{R}_+^*$

$$\mathbb{P}\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \left\{ \left| \frac{S_n}{n^\alpha} \right| > \varepsilon \right\}\right) = 0$$

En particulier,  $\forall E \in \mathbb{Q}_+^*$ ,

$$1 = \mathbb{P}\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \left\{ \left| \frac{S_n}{n^\alpha} \right| \leq \varepsilon \right\}\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{E \in \mathbb{Q}_+^*} \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \left\{ \left| \frac{S_n}{n^\alpha} \right| \leq \varepsilon \right\}\right)$$

Si  $\forall E \in \mathbb{Q}_+^*$ , on dispose d'un ensemble  $F_E \in \mathcal{F}$  de mesure pleine tel que  $\forall \omega \in F_E, \exists n \in \mathbb{N}^*$

$$\forall n \geq n_0, \left| \frac{S_n(\omega)}{n^\alpha} \right| \leq \varepsilon$$

Soit  $F = \bigcap_{E \in \mathbb{Q}_+^*} F_E$  de mesure pleine par dénombrabilité de  $\mathbb{Q}_+^*$ . Par contre par définition de  $F_E$ , soit  $O_n \in \mathcal{F}$  de mesure nulle

$$\text{Alors: } \mathbb{P}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} O_n\right) \leq \sum_{n \in \mathbb{N}^*} \mathbb{P}(O_n) = 0$$

$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}^*} O_n\right) = 0$

$E$  étant quelconque,  $\frac{S_n}{n^\alpha} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} 0$

L'astuce utilisée est: prendre  $E$  dans  $\mathbb{Q}_+^*$  (ce que de  $\mathbb{R}$ ) qui est dénombrable pour permettre de transformer: " $\forall E$ , p.s." en "p.s.  $\forall E$ ".

Temp  
de  $10^{-5}$  secondes