39. Inégalité de HOEFFDING

[Ouv09, Ch10, p132]

ÉNONCÉ

PROPOSITION. [INÉGALITÉ DE HOEFFDING]

Soient $(X_i)_{1 \leq i \leq n}$ des variables aléatoires réelles indépendantes, centrées et telles que pour tout $i \in [\![1,n]\!]$, $|X_i| \leq c_i$ p.s. pour un réel c_i . Alors pour tout $t \geq 0$:

$$\mathbb{P}(|S_n| \ge t) \le 2 e^{-t^2/2 \sum_{i=1}^n c_i^2}$$
 où $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$

COROLLAIRE. Supposons maintenant la suite $(X_i)_{i\in\mathbb{N}}$ infinie, avec les mêmes hypothèses. S'il existe $\alpha,\beta>0$ tels que $\sum_{i=1}^n c_i^2\leq n^{2\alpha-\beta}$, alors $\frac{S_n}{n^\alpha}\underset{n\to+\infty}{\longrightarrow}0$ p.s..

DÉVELOPPEMENT

Commençons par l'inégalité de HOEFFDING:

1. Montrons d'abord que si X est une variable aléatoire centrée et bornée par 1 presque $\widehat{\text{sûrement, alors }}\mathbb{E}[\mathrm{e}^{\lambda X}] \leq \mathrm{e}^{\frac{\lambda^2}{2}} \text{ pour tout } \lambda \in \mathbb{R}.$

Soit en effet $\lambda \in \mathbb{R}$. Pour tout $x \in [-1,1]$, on a $x = \frac{1-x}{2} \times (-1) + \frac{1+x}{2} \times 1$ et donc par convexité de $\exp(\lambda)$, on a $e^{\lambda x} \leq \frac{1-x}{2} e^{-\lambda} + \frac{1+x}{2} e^{\lambda}$ puis comme X est centrée :

$$\mathbb{E}[e^{\lambda X}] \le \frac{1}{2}(e^{-\lambda} + e^{\lambda}) = \cosh(\lambda) = \sum_{n \ge 0} \frac{\lambda^{2n}}{(2n)!} \le \sum_{n \ge 0} \frac{\lambda^{2n}}{n!2^n} = e^{\frac{\lambda^2}{2}}$$

puisque $(2n)! \ge n! 2^n$ pour tout $n \in \mathbb{N}$ (par récurrence).

2. Soit $i \in [\![1,n]\!]$. On a :

$$\forall \lambda \in \mathbb{R}, \mathbb{E}[e^{\lambda X_i}] = \mathbb{E}[e^{c_i \lambda \frac{X_i}{c_i}}] \le e^{\frac{\lambda^2 c_i^2}{2}}$$

puisque $\frac{X_i}{c_i}$ est centrée et bornée par 1 presque sûrement.

Autrement dit chaque X_i est c_i -sous-gaussienne.

3. Fixons $t \in \mathbb{R}_+$. On a alors pour tout $\lambda \geq 0$:

$$\mathbb{P}(S_n \geq t) = \mathbb{P}(\mathrm{e}^{\lambda S_n} \geq \mathrm{e}^{\lambda t}) \leq \mathrm{e}^{-\lambda t} \, \mathbb{E}[\mathrm{e}^{\lambda \sum_{i=1}^n X_i}]$$
 par l'inégalité de Markov
$$= \mathrm{e}^{-\lambda t} \prod_{i=1}^n \mathbb{E}[\mathrm{e}^{\lambda X_i}]$$
 par indépendance
$$\leq \mathrm{e}^{-\lambda t} \prod_{i=1}^n \mathrm{e}^{\frac{\lambda^2 c_i^2}{2}} = \mathrm{e}^{-\lambda t + \frac{\sum_{i=1}^{c_i^2} \lambda^2}{2}}$$
 par le deuxième point

En optimisant en $\lambda = t/\sum_{i=1}^n c_i^2$ on obtient $\mathbb{P}(S_n \geq t) \leq e^{-t^2/2\sum_{i=1}^n c_i^2}$

Puisque les $(-X_i)_{1 \le i \le n}$ satisfont les mêmes hypothèses que les $(X_i)_{1 \le i \le n}$, on a de même $\mathbb{P}(S_n < -t) < \mathrm{e}^{-t^2/2\sum_{i=1}^n c_i^2}$.

D'où finalement $\mathbb{P}(|S_n| \ge t) \le 2 e^{-t^2/2 \sum_{i=1}^n c_i^2}$.

Passons au corollaire. Soit $\varepsilon>0$. On a par l'inégalité de HOEFFDING :

$$\sum_{n\in\mathbb{N}} \mathbb{P}(|S_n| > n^{\alpha}\varepsilon) \le 2\sum_{n\in\mathbb{N}} e^{-\frac{n^{2\alpha}\varepsilon^2}{2n^{2\alpha-\beta}}} = 2\sum_{n\in\mathbb{N}} e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}n^{\beta}} < +\infty$$

la convergence de la dernière série ayant lieu puisque $e^{-\frac{\varepsilon^2}{2}n^{\beta}} = o(n^{-2})$.

Par le lemme de Borel-Cantelli, on a donc que $\mathbb{P}(\limsup_{n\to+\infty}|S_n|>n^{\alpha}\varepsilon)=0$, puis par dénombrabilité :

$$\mathbb{P}\Big(\bigcup_{k\in\mathbb{N}^*}\limsup_{n\to+\infty}|S_n|>\frac{n^\alpha}{k}\Big)=0\qquad \text{donc}\qquad \mathbb{P}\Big(\bigcap_{k\in\mathbb{N}^*}\liminf_{n\to+\infty}|S_n|\leq \frac{n^\alpha}{k}\Big)=1$$

Ou encore

$$\mathbb{P}\Big(\lim_{n \to +\infty} \frac{|S_n|}{n^{\alpha}} = 0\Big) = 1$$

Ainsi $\frac{S_n}{n^{\alpha}} \xrightarrow[n \to +\infty]{} 0$ p.s..

COMMENTAIRES

On rappelle qu'en probabilités, $\limsup_{n\in\mathbb{N}}A_n$ désigne l'événement « A_n est réalisé pour une infinité de n », alors que $\liminf_{n\in\mathbb{N}}A_n$ désigne l'événement « A_n est réalisé pour tout n à partir d'un certain rang ».