

TD7  
Probas Discrètes

Exo 1:

$$\begin{aligned} P(p \in I_\alpha) &= P\left(p \leq \frac{S_n}{n} + \frac{\sigma \cdot Z_\alpha}{\sqrt{n}}\right) \\ &= P\left(\frac{S_n - np}{\sqrt{n}} \geq -\sigma \cdot Z_\alpha\right) \end{aligned}$$

or  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  avec  $X_i$  i.i.d.  $\sim$  Bernoulli ( $p$ )

On pose  $X_i' = p - X_i$       $S_n' = \sum_{i=1}^n X_i' = np - S_n$

$$P(p \in I_\alpha) = P\left(\frac{S_n'}{\sqrt{n}} \leq \sigma \cdot Z_\alpha\right)$$

$\xrightarrow{\text{thm de Berry-Esseen}}$ 
 $= \underbrace{P(\sigma Z \leq \sigma \cdot Z_\alpha)}_{1-\alpha} + \text{Erreur}$

avec  $|\text{Erreur}| \leq \frac{C \cdot e}{\sigma^3 \sqrt{n}}$

Ici  $C = \frac{1}{2}$       $e = p \cdot |p-1|^3 + (1-p) |p|^3$

$$= p(1-p) \left( (p-1)^2 + p^2 \right)$$

$$= p(1-p) (2p^2 - 2p + 1)$$

$\sigma^2 = p(1-p)$       $n = 1000$

pour  $p = \frac{1}{2}$      Erreur  $\approx 0,016 = 1,6\%$

(niveau réel pour  $\alpha = 5\%$ )  $\in [3,5\%, 6,5\%]$

pour  $p = 0,1$      Erreur  $\approx 0,043 = 4,3\%$

pour  $\alpha = 5\%$ , niveau réel  $\in [0,7\%, 9,3\%]$   
du test

Exo 2:  $P[S_n = \frac{n}{2}] = \frac{\binom{n}{n/4}}{2^n}$  ← nb de suites dans  $\{-1,1\}^n$  de Sommes  $\frac{n}{2}$  (i.e. contenant  $\frac{n}{4}$  fois -1 et  $\frac{3n}{4}$  fois +1)

↗ nb total de suites dans  $\{-1,1\}^n$

Stirling  $\binom{n}{n/4} = \frac{n!}{(n/4)! (3n/4)!} \approx \frac{n^n}{\left(\frac{n}{4}\right)^{n/4} \left(\frac{3n}{4}\right)^{3n/4}} \cdot \frac{\sqrt{2\pi \frac{n}{4}} \sqrt{2\pi \frac{3n}{4}}}{\sqrt{2\pi n}} = 4^{n/4} \cdot \left(\frac{4}{3}\right)^{3n/4} \cdot \frac{\sqrt{6\pi n}}{4}$

$$\binom{n}{n/4} \sim \left(4^{1/4} \left(\frac{4}{3}\right)^{3/4}\right)^n \cdot \sqrt{\frac{3}{8} \pi n} = \left(\frac{4}{3^{3/4}}\right)^n \sqrt{\frac{3}{8} \pi n}$$

$$P[S_n = \frac{n}{2}] \sim \left(\frac{2}{3^{3/4}}\right)^n \sqrt{\frac{3}{8} \pi n} \quad (1)$$

Grande deviations

$$\frac{1}{n} \log(P[S_n \geq \frac{n}{2}]) \rightarrow -\sup_{\theta \in \mathbb{R}} \left(\frac{1}{2} \theta - \Lambda(\theta)\right)$$

$$\text{avec } \Lambda(\theta) = \log E[e^{\theta X_1}] = \log\left(\frac{1}{2}(e^\theta + e^{-\theta})\right)$$

On cherche  $\theta^*$  réalisant le sup. Il vérifie

$$\Lambda'(\theta^*) = \frac{1}{2} \quad \text{or } \Lambda'(\theta) = \frac{e^\theta - e^{-\theta}}{e^\theta + e^{-\theta}}$$

$$\text{Donc } e^{\theta^*} - e^{-\theta^*} = \frac{1}{2}(e^{\theta^*} + e^{-\theta^*}) \Rightarrow e^{-\theta^*} = \frac{1}{3} e^{\theta^*}$$

$$\text{i.e. } e^{2\theta^*} = 3$$

$$\theta^* = \frac{1}{2} \log(3)$$

$$\text{et } \Lambda(\theta^*) = \log\left(\frac{1}{2}\left(\sqrt{3} + \frac{1}{\sqrt{3}}\right)\right)$$

$$-\frac{1}{2} \theta^* + \Lambda(\theta^*) = -\frac{1}{4} \log(3) + \log\left(\frac{1}{2}\right) + \log\left(\sqrt{3} + \frac{1}{\sqrt{3}}\right)$$

$$= \log\left(\frac{1}{3^{1/4}}\right) + \log\left(\frac{1}{2}\right) + \log\left(\frac{1}{3^{1/2}}\right) + \log(4)$$

$$= \log\left(\frac{2}{3^{3/4}}\right)$$

$$\text{On obtient } \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \log(P[S_n \geq \frac{n}{2}]) = \log\left(\frac{2}{3^{3/4}}\right) \underset{\substack{\uparrow \\ \text{d'après} \\ (1)}}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \log P[S_n = \frac{n}{2}]$$

Exo 3:

$$\text{Pour } \theta \geq 0, \quad P[P \geq A] = P[e^{\theta P} \geq e^{\theta A}] \leq \frac{E[e^{\theta P}]}{e^{\theta A}} \quad \text{(Markov)}$$

$$\text{Or } E[e^{\theta P}] = \sum_{k \geq 0} \frac{e^{-1}}{k!} e^{\theta k} = \exp(e^\theta - 1)$$

$$\text{Donc } P[P \geq A] \leq \exp(e^\theta - 1 - \theta A)$$

$$\text{On peut prendre } \theta = 1 \text{ et on obtient } P[P \geq A] \leq \frac{e^e}{e^{A-1}}$$

ou mieux  $\theta = \log(A)$  (c'est optimal car ça annule la dérivée de  $\theta \mapsto e^{\theta} - 1 - \theta A$ )

$$P[P \geq A+1] \leq \exp(A - 1 - A \log A) = \frac{e^{A-1}}{A^A}$$

### Exo 4

Quand  $X_1 \rightarrow \pm\infty$ , on  $|X_1|P \ll e^{-\varepsilon X_1} + e^{\varepsilon X_1} \quad \forall \varepsilon > 0, P > 0$

Donc  $E[|X_1|P] < +\infty$  si  $E[e^{-\varepsilon X_1}], E[e^{\varepsilon X_1}] < +\infty$ .

~~Par ailleurs pour  $z \in \mathbb{C}, |z| \leq \varepsilon$   
on a  $\sum_{k \geq 0} \frac{E[X_1^k z^k]}{k!} \leq \sum_{k \geq 0} \frac{E[|X_1|^k \varepsilon^k]}{k!} + \frac{E[|X_1|^k \varepsilon^k]}{k!}$~~

De même  $E[|X_1|P e^{u|X_1|}] < +\infty$  pour  $u \in ]-\varepsilon; \varepsilon[$ .

On peut donc "dériver sous l'espérance"

et pour  $\theta \in ]-\varepsilon; \varepsilon[$

$$M'(\theta) = E[X_1 \exp(\theta X_1)]$$

$$\vdots$$

$$M^{(p)}(\theta) = E[X_1^p \exp(\theta X_1)]$$

en posant  $\theta = 0$ , on obtient  $M^{(p)}(0) = E[X_1^p]$

Comme  $M$  est  $C^\infty$  autour de 0, on a

$$M(\theta) = M(0) + \theta M'(0) + o(\theta)$$

$$\text{or } M(0) = 1 \quad M'(0) = E[X_1]$$

$$\text{donc } \Lambda(\theta) = \log M(\theta) = \theta E[X_1] + o(\theta)$$

$$\text{si } b > E[X_1], \quad b\theta - \Lambda(\theta) = (b - E[X_1])\theta + o(\theta)$$

est strictement positif pour  $\theta$  petit.

comme  $\theta \mapsto b\theta - \Lambda(\theta)$  est concave et vaut 0 en 0,

cela implique  $b\theta - \Lambda(\theta) < 0$  pour  $\theta < 0$ .

Donc  $\theta^* > 0$  et  $\Lambda^*(b) > 0$ .

(et la borne de Chernoff décroît exponentiellement vite vers 0)