

Pour me: 831.34, 831.33

Algèbre ? Analyse ? Probabilités ? (~~Grégoire~~ ?)

Conseil de classe: demain à 12h.

Le 5 janvier 2026, 7h55: math.

4 Inégalités probabilistes et loi faible des grands nombres

4.1 Inégalité de Markov

Inégalité de Markov.

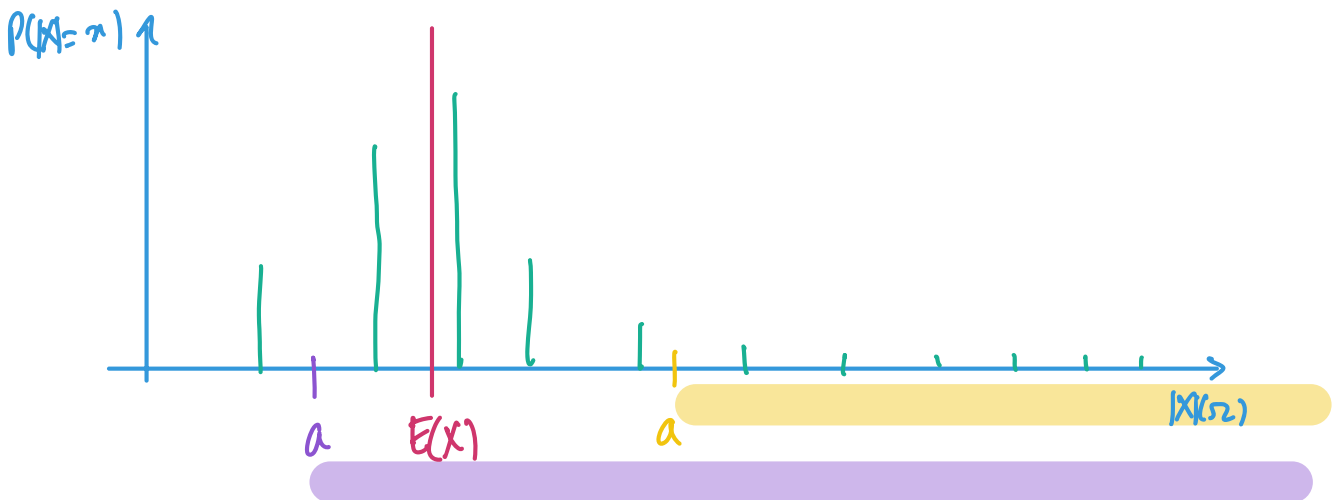
Soit X une v.a. réelle discrète d'espérance finie. Alors, pour tout $a > 0$:

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|)}{a}$$

Remarque. C'est une majoration de la probabilité que la v.a. prenne de grandes valeurs.

Corollaire. Soit $k \in \mathbb{N}^*$, X une v.a. réelle discrète admettant un moment d'ordre k . Alors, pour tout $a > 0$:

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|^k)}{a^k}$$



Preuve: On calcule: ($a > 0$ fixé)

$$E(|X|) = \sum_{x \in X(\Omega)} |x| P(X=x) \quad \text{par transfert}$$

$$= \underbrace{\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| < a}} |x| P(X=x)}_{\geq 0} + \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} |x| P(X=x)$$

par lesquels $((|x| P(X=x))_{x \in X(\Omega)}$ sommable

$$\geq 0 + \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} \overset{\geq a}{|x|} P(X=x)$$

$$\geq a \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} P(X=x)$$

$$= a P(|X| \geq a)$$

$$\text{Donc } P(|X| \geq a) \leq \frac{E(|X|)}{a}$$

Remarque:

- Lorsque X est à valeurs positives (i.e. $X(\Omega) \subset \mathbb{R}_+$)

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

- $\forall k \in \mathbb{N}^*$ $(|X|^k \geq a^k) = (|X| \geq a)$

$$\omega \in (|X|^k \geq a^k)$$

$$\Leftrightarrow |X(\omega)|^k \geq a^k$$

$$\Leftrightarrow |X(\omega)| \geq a$$

$$\Leftrightarrow \omega \in (|X| \geq a)$$

$$\text{Donc } P(|X|^k \geq a^k) \leq \frac{E(|X|^k)}{a^k}$$

- Markov \bar{a} $|X|^k$ et a^k :

$$\begin{aligned} P(|X|^k \geq a^k) &\leq \frac{E(|X|^k)}{a^k} \\ &\parallel \\ P(|X| \geq a) \end{aligned}$$

Remarque: $P(|X| < a) = 1 - P(|X| \geq a)$

$$\geq 1 - \frac{E(|X|)}{a}$$

"proba que X soit grande".

4.2 Inégalité de Bienaymé-Tchebychev

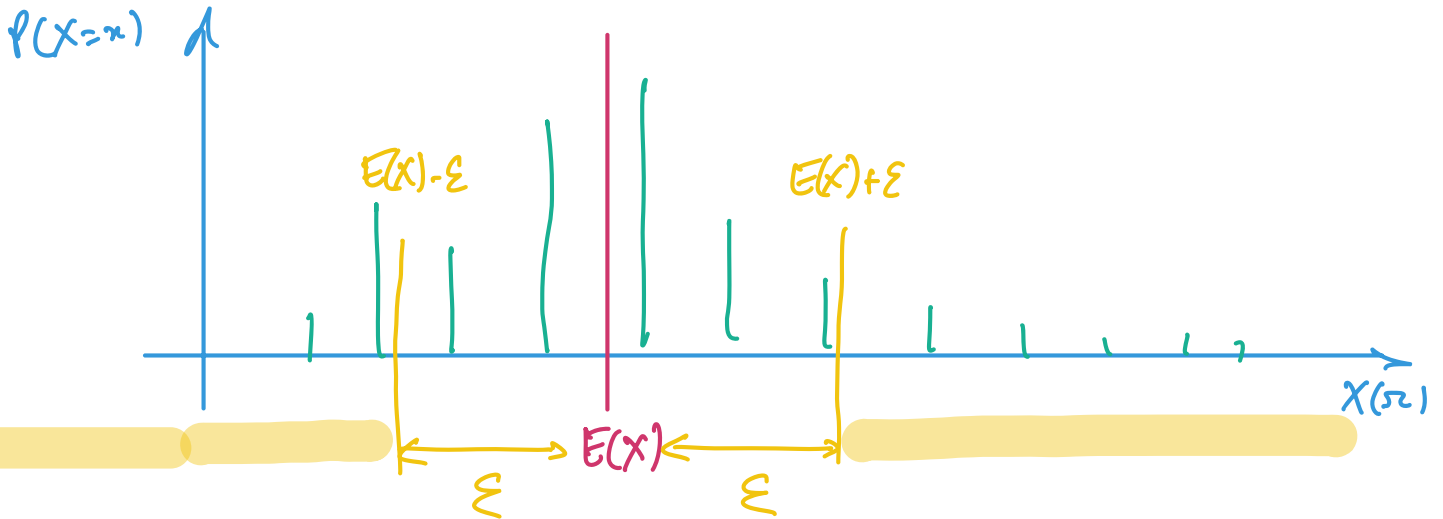
Inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

Soit X une variable aléatoire réelle discrète, telle que X^2 soit d'espérance finie.
Alors, pour tout $\varepsilon > 0$:

$$P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$

Remarque. On peut exprimer le résultat en passant à l'événement contraire :

$$P(|X - E(X)| < \varepsilon) \geq 1 - \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$



Preuve: Notons $Y = (X - E(X))^2$

Y est d'espérance finie car $X \in L^2$

Par l'inégalité de Markov :

$$P(|Y| \geq \varepsilon^2) \leq \frac{E(|Y|)}{\varepsilon^2}$$

$$\begin{aligned} \text{or } (|Y| \geq \varepsilon^2) &= ((X - E(X))^2 \geq \varepsilon^2) \\ &= (|X - E(X)| \geq \varepsilon) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{et } E(|Y|) &= E((X - E(X))^2) \\ &= V(X) \end{aligned}$$

$$\text{Donc } P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$

"proba que X soit loin de $E(X)$ ".

Remarque. L'inégalité de Bienaymé-Tchebychev permet de comprendre ce que mesure la variance : pour $\varepsilon > 0$ fixé, la probabilité que l'écart entre X et $E(X)$ soit supérieur à ε est d'autant plus petite que $V(X)$ est faible : la variance donne donc une indication de la dispersion de X autour de son espérance, i.e. sa plus ou moins forte tendance à s'écarter de sa moyenne.

L'écart-type, qui mesure aussi la dispersion de X , présente l'intérêt de s'exprimer dans la même unité que les valeurs prises par la variable aléatoire X .

Exemple. Pour $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$, montrer que :

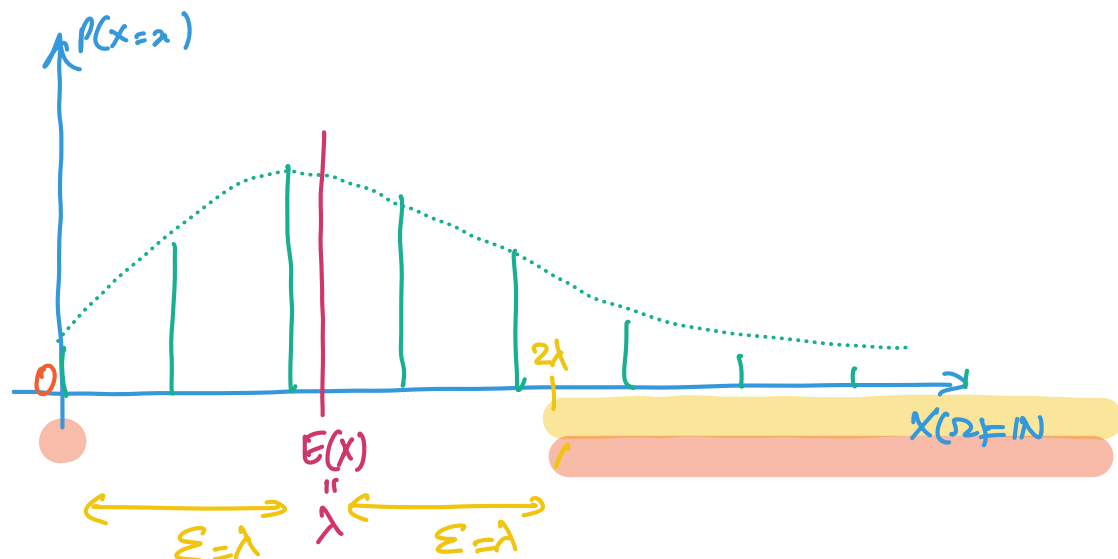
$$P(X \geq 2\lambda) \leq \frac{1}{\lambda}$$

Idée 1 : Markov !

X a valeurs ≥ 0 donc

$$\begin{aligned} P(X \geq 2\lambda) &\leq \frac{E(X)}{2\lambda} \\ &= \frac{\lambda}{2\lambda} \\ &= \frac{1}{2} \quad \text{pas ce qu'on voulait} \end{aligned}$$

Idée 2 :



$$\begin{aligned} (X \geq 2\lambda) &= (X \geq E(X) + \lambda) \\ &= (|X - E(X)| \geq \lambda) \end{aligned}$$



$$= (X \geq E(X) + \lambda) \cup_{\text{ou}} (X \leq E(X) - \lambda)$$

" "
(X=0)

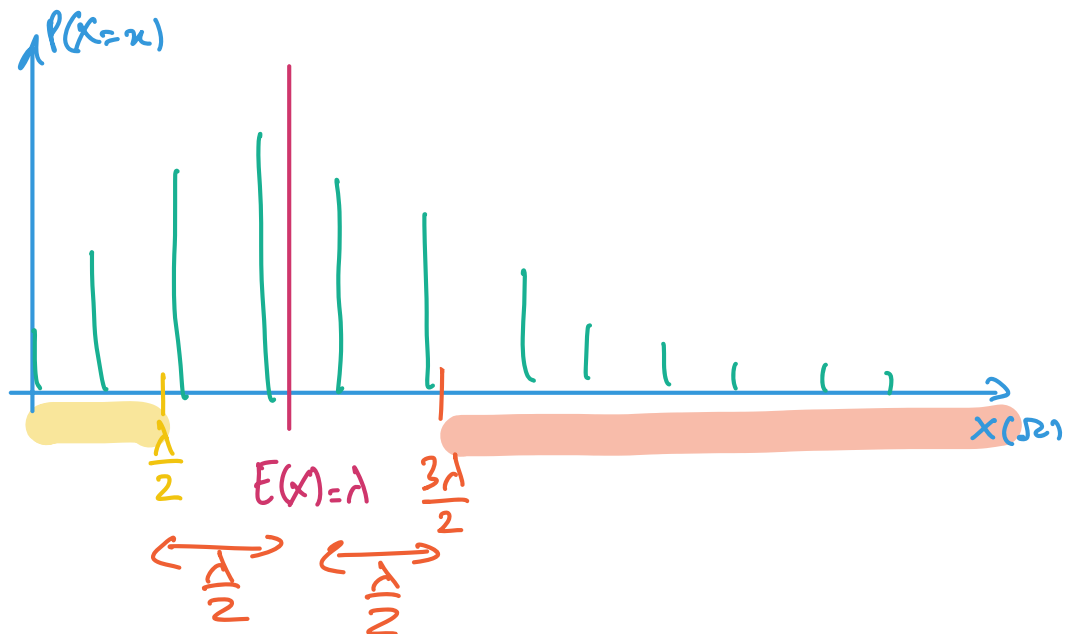
Donc, par l'inég de Bienaymé-Tchebychev

$$P(X \geq 2\lambda) \leq P(|X - E(X)| \geq \lambda)$$

$$\leq \frac{V(X)}{\lambda^2}$$

$$= \frac{1}{\lambda} \quad \text{car } V(X) = \lambda$$

$$P\left(X \leq \frac{\lambda}{2}\right) \leq \frac{4}{\lambda}$$



$$(X \leq \frac{\lambda}{2}) = (X \leq E(X) - \frac{\lambda}{2})$$

$$\subset (|X - E(X)| \geq \frac{\lambda}{2})$$

Donc, par l'inég de Bienaymé-Tchebychev:

$$P(X \leq \frac{\lambda}{2}) \leq P(|X - E(X)| \geq \frac{\lambda}{2})$$

$$\leq \frac{V(X)}{(\frac{\lambda}{2})^2} = \frac{4\lambda}{\lambda^2} = \frac{4}{\lambda}$$

4.3 Loi faible des grands nombres

indépendantes

Loi faible des grands nombres.

Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite i.i.d. de variables aléatoires de variance finie. On note $m = E(X_1)$ (les espérances sont toutes égales), $\sigma = \sigma(X_1)$ (les écarts-types sont tous égaux) et :

$$S_n = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$$

Alors, pour tout $\varepsilon > 0$:

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\sigma^2}{n\varepsilon^2}$$

et donc :

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

Remarque. Pour déterminer la probabilité d'un événement A , l'idée courante consiste à répéter l'expérience aléatoire un grand nombre de fois, et observer le nombre d'apparition de l'événement A . Lorsque le nombre d'expérience augmente, la fréquence d'apparition de A devrait se rapprocher de la probabilité de A .

La loi faible des grands nombres formalise et quantifie cette intuition : En notant $p = P(A)$ et X_k l'indicatrice de A , on a $X_k \sim \mathcal{B}(p)$ et X_k représente le nombre de fois que A a été observé à l'expérience k . Ainsi, la fréquence d'apparition de A au cours des n répétitions est la variable aléatoire :

$$M_n = \frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_n}{n}$$

Par la loi faible des grands nombres,

$$\forall \varepsilon > 0, P(|M_n - p| < \varepsilon) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$$

On peut dire que « M_n tend vers $p = P(A)$ » presque sûrement.

Preuve: On note $Y = \frac{1}{n} (X_1 + \cdots + X_n) = \frac{S_n}{n}$

$$E(Y) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k)$$

$$= m$$

$$V(Y) = V\left(\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} V\left(\sum_{k=1}^n X_k\right)$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n V(X_k) \quad \text{car } (X_k)_k \text{ i.i.d.}$$

$$= \frac{1}{n} \sigma^2$$

Par l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev :

$$P(|Y - E(Y)| \geq \varepsilon) \leq \frac{V(Y)}{\varepsilon^2}$$

$$\text{c'est } P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\sigma^2}{n \varepsilon^2}$$

$\downarrow n \rightarrow +\infty$
 0

Remarque:

Comment estimer numériquement l'espérance de X ?

Exp aléatoire

Ω

X va

$X(\omega)$

$X(\omega_1)$ } $X_1(\omega_1)$

$X(\omega_2)$ } $X_2(\omega_1)$

$X(\omega_3)$ } $X_3(\omega_1)$

\vdots

$X(\omega_n)$ } $X_n(\omega_1)$

$$\frac{1}{n} (X(\omega_1) + \dots + X(\omega_n)) \simeq E(X)$$