

## 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.

$$\begin{aligned}
 E(|X|) &= \sum_{x \in X(\Omega)} |x| P(X=x) \quad \text{per hauteur.} \\
 &= \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} |x| P(X=x) + \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| < a}} |x| P(X=x) \\
 &\geq \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} \frac{|x|}{a} P(X=x) \\
 &= a \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} P(X=x) \\
 &= a P\left(\bigcup_{\substack{x \in X(\Omega) \\ |x| \geq a}} (X=x)\right) \\
 &= a P(|X| \geq a)
 \end{aligned}$$

Remq. Si  $X$  est positive,  $P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$

## 4.2 Inégalité de Bienaymé-Tchebychev

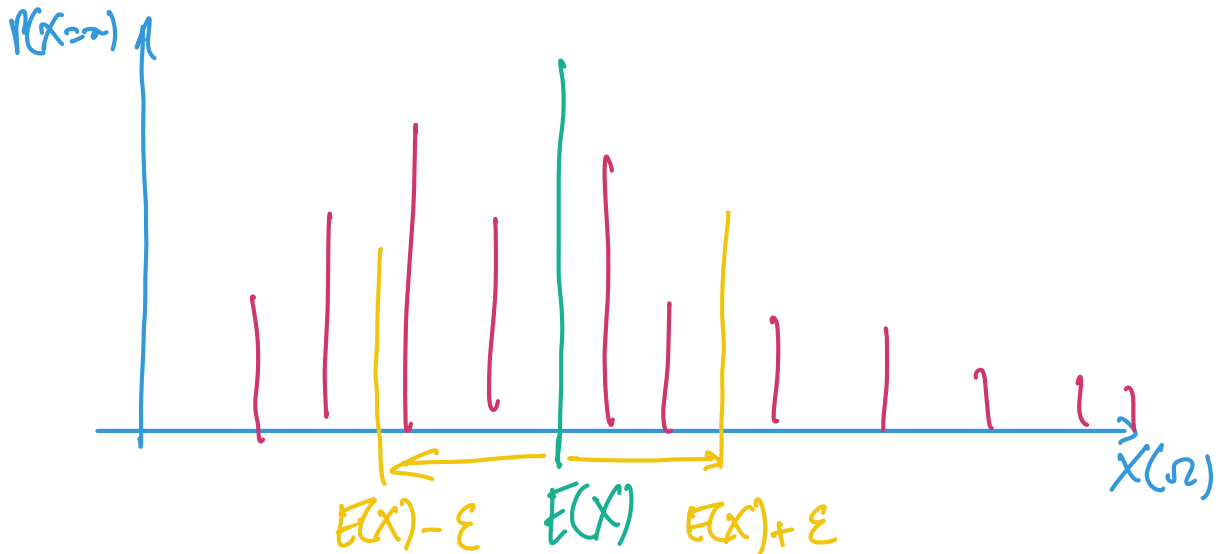
### Inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

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.** 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  $\varepsilon$  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'écartier 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  $X$ .



$Y = X - E(X)$  : on appelle l'écart de Pearson

$X \in \mathcal{L}^2$  donc  $Y^2 \in \mathcal{L}^1$

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

$$\text{i.e. } P(|X - E(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{E((X - E(X))^2)}{\varepsilon^2} = \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$

$$\omega \in (|Y|^2 \geq \varepsilon^2) \Leftrightarrow |Y(\omega)|^2 \geq \varepsilon^2$$

$$\Leftrightarrow |Y(\omega)| \geq \varepsilon$$

$$\Leftrightarrow \omega \in (|Y| \geq \varepsilon)$$

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

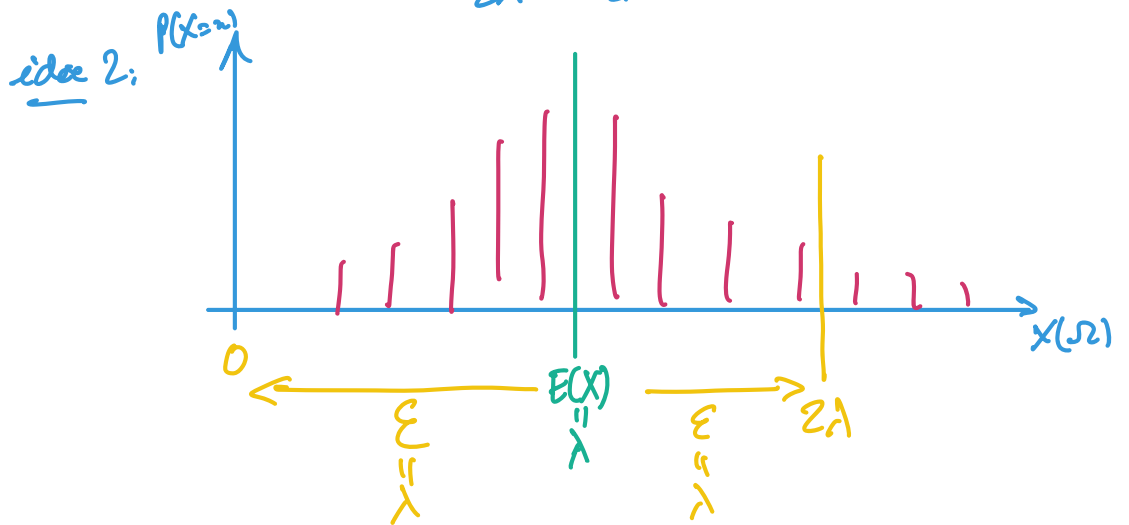
$$P\left(X \leq \frac{\lambda}{2}\right) \leq \frac{1}{2} \text{ et } P(X \geq 2\lambda) \leq \frac{1}{2}$$

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

---

idée 1: Markov  
 $X$  à val positive

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



~~$(X \geq 2\lambda) = (|X - E(X)| \geq \lambda)$~~

$$\omega \in (|X - E(X)| \geq \lambda)$$

$$\Leftrightarrow |X(\omega) - E(X)| \geq \lambda$$

$$\Leftrightarrow d(X(\omega), E(X)) \geq \lambda$$

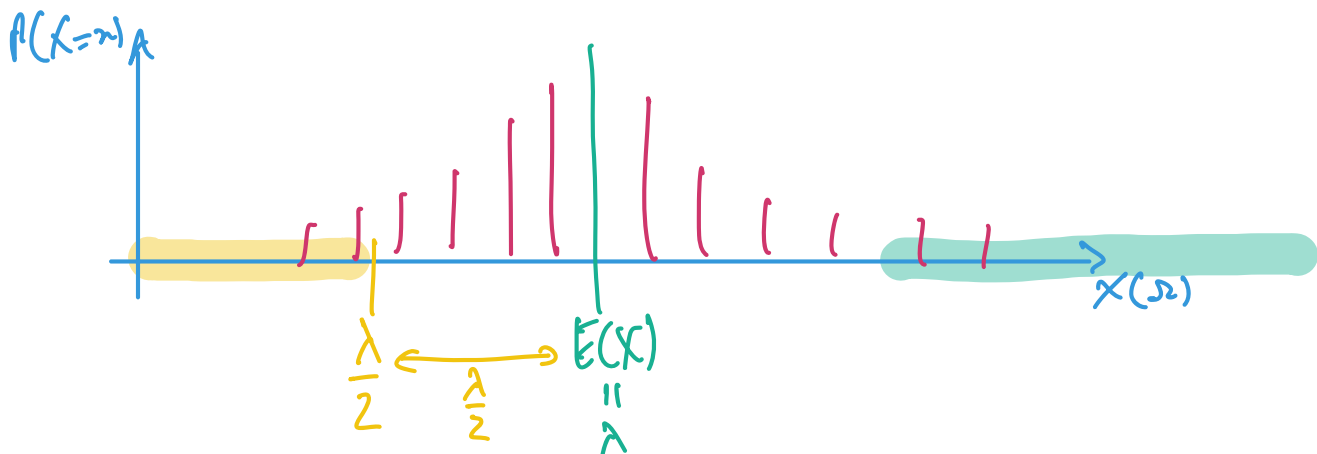
$$\Leftrightarrow X(\omega) \notin ]E(X) - \lambda, E(X) + \lambda[$$

$$\Leftrightarrow X(\omega) \leq \underbrace{E(X) - \lambda}_0 \text{ ou } X(\omega) \geq \underbrace{E(X) + \lambda}_{2\lambda}$$

$$\Leftrightarrow \omega \in \underbrace{(X \leq 0)}_{=(X=0)} \cup (X \geq 2\lambda)$$

$$\begin{aligned} (X \geq 2\lambda) &\subset (X=0) \cup (X \geq 2\lambda) \\ &= (|X - E(X)| \geq \lambda) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{donc } P(X \geq 2\lambda) &\leq P(|X - E(X)| \geq \lambda) \\ &\leq \frac{V(X)}{\lambda^2} \\ &= \frac{\lambda}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda} \end{aligned}$$



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

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

$$\begin{aligned} \text{donc } P(X \leq \frac{\lambda}{2}) &\leq P(|X - E(X)| \geq \frac{\lambda}{2}) \\ &\leq \frac{V(X)}{(\frac{\lambda}{2})^2} = \frac{4}{\lambda} \end{aligned}$$

### 4.3 Loi faible des grands nombres

#### Loi faible des grands nombres.

*indépendantes*

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 :

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

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 :

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

$$\frac{S_n}{n} = \text{moyenne de } (X_1, \dots, X_n)$$

$$\frac{S_n(\omega)}{n} = \frac{1}{n} (X_1(\omega) + \dots + X_n(\omega))$$

Preuve:  $E\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n E(X_k)$  linéarité  
 $= m$

$$V\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{1}{n^2} V(X_1 + \dots + X_n) \quad \left. \begin{array}{l} \\ \end{array} \right\} X_i \text{ sont indépendantes}$$

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

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

Donc Bienaymé-Tchebychev

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\frac{1}{n} \sigma^2}{\varepsilon^2}$$

$$\xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

§ 5.5

**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.