

## 5. Inégalités

**5.1. Définition.** Soit  $A$  une partie de  $\mathbf{R}$

(a) La fonction indicatrice de  $A$  est définie par:

$$I_A(x) = 1 \text{ si } x \in A \text{ et } I_A(x) = 0 \text{ si } x \in A^c.$$

son esperance vaut  $E(I_A) = P(A)$

(b) Si  $f$  est une fonction de  $\mathbf{R}$  dans  $\mathbf{R}$  on note la fonction définie par:

$$(f.I_A)(x) = f(x) \text{ si } x \in A$$

$$(f.I_A)(x) = 0 \text{ si } x \in A^c$$

**5.2. Définition.** Soit  $X$  une V.A sur  $\Omega, P$ , et  $A \subset \Omega$

$$(X.I_A)(\omega) = X \text{ si } \omega \in A$$

$$(X.I_A)(\omega) = 0 \text{ si } \omega \in A^c$$

**5.3. Définition. (Integrale locale)**

(a) Soit  $f$  une fonction de  $\mathbf{R}$  dans  $\mathbf{R}$  et soit  $A$  une partie de  $\mathbf{R}$ , l'integrale

locale de la fonction  $f$  sur  $A$  est définie par  $\int_A f(x) .dx = \int_{\mathbf{R}} (f.I_A)(x) .dx.$

A titre d'exemple on peut prendre  $A = ]a, +\infty[$

on obtient  $\int_A f(x) .dx = \int_a^{+\infty} f(x) .dx.$

(b) Soit  $X$  une V.A sur  $\Omega, P$ , et  $A \subset \Omega$  l'esperance locale de la V.A  $X$  sur  $A$  est définie par  $E_A(X) = E(X.I_A)$

A titre d'exemple on peut prendre  $A = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \geq a\}$

L'application de l'esperance locale pour la V.A  $|X|$  permet de prouver l'inegalite de Markov ci-dessous

Le but de la suite est de donner certaines inégalités utiles dans les applications. Les V.A considérées sont supposées avoir une esperance finie.

### Inégalité de Markov

Soit  $X$  une variable aléatoire telle que  $E(|X|) < \infty$  alors  $\forall \lambda > 0$  on a:

$$P(|X| > \lambda) \leq \frac{E(|X|)}{\lambda}$$

#### solution.

$$\text{on a } |X| \geq |X| .I_{(|X|>\lambda)} > \lambda .I_{(|X|>\lambda)}$$

$$\implies E(|X|) \geq E(\lambda .I_{(|X|>\lambda)}) = \lambda .P(|X| > \lambda)$$

par la croissance de l'esperance

$$\text{comme on a } E(I_{(|X|>\lambda)}) = P(|X| > \lambda) \text{ (Definition 5.1 (a))}$$

$$\text{on deduit } P(|X| > \lambda) \leq \frac{E(|X|)}{\lambda}$$

### Inégalité de Jensen

$$|E(X)| \leq E(|X|)$$

Plus généralement si  $f : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$  est une fonction convexe telle que

$$E(|f(X)|) < \infty, \text{ alors: } f(E(X)) \leq E(f(X))$$

**solution.**

Pour toute V.A  $X$  on définit les V.A:

$$X^+ = \sup(X, 0) \text{ et } X^- = \inf(-X, 0)$$

il n'est pas difficile de montrer que:

$$\begin{aligned} X &= X^+ - X^-, & |X| &= X^+ + X^-, \text{ d'où par linéarité de l'esperance:} \\ E(X) &= E(X^+) - E(X^-), & E(|X|) &= E(X^+) + E(X^-), \text{ on obtient:} \\ |E(X)| &= |E(X^+) - E(X^-)| \leq |E(X^+)| + |E(X^-)| = E(|X|) \end{aligned}$$

Pour le cas general avec une fonction convexe  $f$

voir cours de théorie de la mesure.

**Inégalité de Tchebychev**

Soit  $\lambda > 0$  et soit  $X$  une V.A de variance finie alors

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

**solution.**

On utilise la même technique que celle appliquée dans l'inégalité de Markov:

$$\begin{aligned} |X - E(X)|^2 &\geq |X - E(X)|^2 \cdot I_{(|X - E(X)| \geq \lambda)} \geq \lambda^2 \cdot I_{(|X - E(X)| \geq \lambda)} \\ \implies E|X - E(X)|^2 &\geq \lambda^2 \cdot E(I_{(|X - E(X)| \geq \lambda)}) \end{aligned}$$

mais  $E|X - E(X)|^2 = V(X)$ , et  $E(I_{(|X - E(X)| \geq \lambda)}) = P(|X - E(X)| \geq \lambda)$   
finalement on obtient l'inégalité recherchée:

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