

## Variables aléatoires absolument continues

### Définition.

Soit  $X$  une V.A définie sur l'espace  $\Omega, P$  on dit que  $X$  est absolument continue si sa fonction de répartition  $F(x) = P(\omega \in \Omega : X(\omega) \leq x)$  est de la forme

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) .dx \text{ avec } f \text{ fonction réelle positive Riemann intégrable et } \int_{-\infty}^{\infty} f(x) .dx =$$

1. Pour simplifier nous supposons la fonction  $f$  continue, de sorte que  $F$

soit dérivable et  $F'(x) = f(x)$ , dans ce cas  $F(b) - F(a) = \int_a^b f(x) .dx =$

$$P(a \leq X \leq b) = P(\omega \in \Omega : X(\omega) \in [a, b]) \text{ et } P(X = x) = \int_x^x f(x) .dx = 0, \forall x.$$

La fonction  $f$  s'appelle densité de la variable aléatoire  $X$ .

### Exemples.

(a) **La loi uniforme  $\mathcal{U} [a, b]$  de densité donnée par:**

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \text{ si } x \in [a, b]$$

$$f(x) = 0 \text{ si } x \notin [a, b]$$

Fonction de répartition donnée par:

$$F(x) = 0 \text{ si } x < a$$

$$F(x) = \frac{x-a}{b-a} \text{ si } x \in [a, b]$$

$$F(x) = 1 \text{ si } x > b$$

(b) **La loi exponentielle  $\mathcal{E}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , de densité donnée par:**

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \text{ si } x \geq 0$$

$$f(x) = 0, \text{ si } x < 0$$

Fonction de répartition:

$$F(x) = 0, \text{ si } x < 0$$

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}, \text{ si } x \geq 0$$

(c) **Loi Normale ou Loi de Gauss  $\mathcal{N}(m, \sigma)$ , de densité donnée par:**

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} \text{ avec } x \in \mathbf{R}$$

Cas particulier: **Loi Normale centrée réduite avec  $\sigma = 1, m = 0$ :**

$$\text{densité donnée par: } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \text{ avec } x \in \mathbf{R}$$

### Esperance et Variance de V.A. absolument continus

Soit  $X$  une V.A. absolument continue de densité  $f(x)$

(a) On définit l'esperance de  $X$  par:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x) \cdot dx = \mu$$

(b) On définit la variance de  $X$  par:

$$V(X) = E[(X - \mu)^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x) \cdot dx$$

(Rappel:  $V(X) = E(X^2) - \mu^2$ ), écart type  $\sigma = \sqrt{V(X)}$

### Calculs de $E(X)$ , $V(X)$ pour certaines variables absolument continus

#### 1. Variable uniforme $\mathcal{U}[a, b]$ de densité donnée par:

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \text{ si } x \in [a, b]$$

$$f(x) = 0 \text{ si } x \notin [a, b]$$

$$(a) E(X) = \int_a^b x \cdot \frac{1}{b-a} \cdot dx = \left[ \frac{x^2}{2} \right]_a^b \cdot \frac{1}{b-a} = \left( \frac{b^2 - a^2}{2} \right) \cdot \frac{1}{b-a} = \frac{a+b}{2}$$

$$E(X) = \frac{a+b}{2}$$

pour calculer la variance on utilise la relation:

$$V(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$E(X^2) = \int_a^b x^2 \cdot \frac{1}{b-a} \cdot dx = \left[ \frac{x^3}{3} \right]_a^b \cdot \frac{1}{b-a} = \left( \frac{b^3 - a^3}{3} \right) \cdot \frac{1}{b-a}$$

mais on a  $b^3 - a^3 = (b-a) \cdot (b^2 + ab + a^2)$ , on obtient:

$$E(X^2) = \frac{(b^2 + ab + a^2)}{3}$$

$$V(X) = \frac{(b^2 + ab + a^2)}{3} - \left( \frac{a+b}{2} \right)^2 = \frac{(b^2 + ab + a^2)}{3} - \frac{a^2 + b^2 + 2ab}{4}$$

$$V(X) = \frac{4 \cdot (b^2 + ab + a^2) - 3 \cdot (a^2 + b^2 + 2ab)}{12} = \frac{(b-a)^2}{12}$$

#### (b) loi exponentielle $\mathcal{E}(\lambda)$ , $\lambda > 0$ , de densité donnée par:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \text{ si } x \geq 0$$

$$f(x) = 0, \text{ si } x < 0$$

$$E(X) = \int_0^{\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} \cdot dx = \lambda \cdot \int_0^{\infty} x \cdot e^{-\lambda x} \cdot dx$$

on exprime  $x.e^{-\lambda x}$  avec la dérivée de  $e^{-\lambda x}$  par rapport à  $\lambda$ :

$x.e^{-\lambda x} = -\frac{de^{-\lambda x}}{d\lambda}$  on obtient

$$E(X) = \lambda \int_0^{\infty} x.e^{-\lambda x}.dx = \lambda \int_0^{\infty} -\frac{de^{-\lambda x}}{d\lambda}.dx$$

d'après une propriété de théorie de la mesure on peut écrire:

$$\int_0^{\infty} -\frac{de^{-\lambda x}}{d\lambda}.dx = -\frac{d}{d\lambda} \int_0^{\infty} e^{-\lambda x}.dx = -\frac{d}{d\lambda} -\frac{1}{\lambda} \cdot [e^{-\lambda \cdot x}]_0^{\infty} = -\frac{d}{d\lambda} \left( \frac{1}{\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda^2}$$

cela donne  $E(X) = \lambda \cdot \frac{1}{\lambda^2} = \frac{1}{\lambda}$ .

Pour calculer la variance on évalue  $E(X^2) = \lambda \int_0^{\infty} x^2.e^{-\lambda x}.dx$

en intégrant par parties; on trouve  $V(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{1}{\lambda^2}$ .