

## Chap I - Rappels : Les lois usuelles

### 1 Variables aléatoires discrètes finies

Une v.a. est dite finie si elle ne prend qu'un nombre fini de valeurs.

#### 1.1 Loi uniforme discrète

**Définition 1** On dit qu'une variable aléatoire discrète  $X$  suit une loi uniforme si  $X$  ne prend qu'un nombre fini de valeurs, chacune des valeurs étant équiprobable.

Soit  $E$ , l'ensemble des valeurs de  $X$ . Si  $X$  suit la loi uniforme sur  $E$  (on note  $X \sim \mathcal{U}(E)$ ),  $\mathbb{P}(X = x) = \frac{1}{\text{card}(E)} \forall x \in E$ .

#### 1.2 Loi de Bernoulli

**Définition 2** On dit que  $X$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p$ ,  $0 < p < 1$ , si  $X$  ne prend que deux valeurs, 0 ou 1, avec  $\mathbb{P}(X = 1) = p$  et  $\mathbb{P}(X = 0) = 1 - p$ .

On a alors  $\mathbb{E}(X) = p$  et  $\mathbb{V}(X) = p(1 - p)$ .

#### 1.3 Loi binomiale

**Définition 3** On dit que  $X$  suit la loi binomiale de paramètres  $(n, p)$ ,  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $0 < p < 1$ , et on note  $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ , si  $X$  prend les valeurs  $\{0, \dots, n\}$  avec  $\mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$  pour tout  $k \in \{0, \dots, n\}$ .

Soit  $\mathcal{E}$  une expérience aléatoire à deux issues (succès avec probabilité  $p$  et échec avec probabilité  $1 - p$ ). On répète cette expérience  $n$  fois de façons indépendantes et identiques. La v.a.  $X$  égale au nombre de succès parmi les  $n$  expériences suit la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$ .

**Proposition 1** Toute v.a. de loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$  est la somme de  $n$  v.a. mutuellement indépendantes de loi de Bernoulli  $\mathcal{B}(p)$ .

On a  $\mathbb{E}(X) = np$  et  $\mathbb{V}(X) = np(1 - p)$ .

**Proposition 2** Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. indépendantes qui suivent respectivement les lois binomiales  $\mathcal{B}(n, p)$  et  $\mathcal{B}(m, p)$ . Leur somme  $X + Y$  suit la loi binomiale  $\mathcal{B}(n + m, p)$ .

## 2 Variables aléatoires discrètes infinies

### 2.1 Loi géométrique (ou loi de Pascal)

**Définition 4** On dit que  $X$  suit la loi géométrique de paramètre  $p$ ,  $0 < p < 1$ , et on note  $X \sim \mathcal{G}(p)$ , si  $X$  prend toutes les valeurs entières positives et  $\mathbb{P}(X = k) = (1 - p)^{k-1}p$  pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ .

C'est la loi du rang d'apparition du premier succès dans une suite illimitée d'expériences identiques et indépendantes où, à chaque expérience, se réalise soit un succès (avec probabilité  $p$ ), soit un échec (avec probabilité  $1 - p$ ).

Si  $X \sim \mathcal{G}(p)$ , on a  $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{p}$  et  $\mathbb{V}(X) = \frac{1-p}{p^2}$

### 2.2 Loi de Poisson

**Définition 5** On dit que  $X$  suit la loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$ , et on note  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ , si  $X$  est à valeurs dans  $\mathbb{N}$  et  $\mathbb{P}(X = k) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!}$ .

On a alors  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{V}(X) = \lambda$ .

**Proposition 3** La loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$  s'obtient comme limite de la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p_n)$  lorsque  $n \rightarrow \infty$ ,  $p_n \rightarrow 0$  avec  $np_n \rightarrow \lambda$ . C'est-à-dire si  $X \sim \mathcal{B}(n, p_n)$ , alors  $\mathbb{P}(X = k) \rightarrow \frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!}$  lorsque  $n \rightarrow \infty$  et  $np_n \rightarrow \lambda$ .

**Proposition 4** Soient  $X$  et  $Y$  deux v.a. indépendantes de loi de Poisson de paramètres respectifs  $\lambda$  et  $\mu$ . Leur somme  $X + Y$  suit la loi de Poisson de paramètre  $\lambda + \mu$ .

## 3 Variables aléatoires continues

### 3.1 La loi uniforme

**Définition 6** Soit  $[a, b]$  un intervalle borné de  $\mathbb{R}$ . On dit que  $X$  suit la loi uniforme sur  $[a, b]$ , et on note  $X \sim \mathcal{U}([a, b])$ , si sa densité est donnée par

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \mathbb{1}_{[a,b]}(x).$$

$X$  admet alors pour fonction de répartition

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{si } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{si } x > b. \end{cases}$$

On montre que

$$\mathbb{E}(X) = \frac{a+b}{2} \quad \text{et} \quad \mathbb{V}(X) = \frac{(b-a)^2}{12}.$$

### 3.2 La loi exponentielle

**Définition 7** Soit  $\lambda > 0$ . On dit que  $X$  suit la loi exponentielle de paramètre  $\lambda$ , et on note  $X \sim \mathcal{E}(\lambda)$ , si  $X$  admet pour densité

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{x \geq 0}.$$

$X$  admet alors pour fonction de répartition

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \geq 0. \end{cases}$$

On a

$$\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} \quad \text{et} \quad \mathbb{V}(X) = \frac{1}{\lambda^2}.$$

### 3.3 La loi gaussienne centrée réduite

**Définition 8** On dit que  $X$  suit la loi gaussienne centrée réduite, et on note  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , si sa densité est donnée par

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}.$$

La loi gaussienne centrée réduite s'appelle aussi *loi normale centrée réduite* ou *loi normale standard* ou *loi de Laplace-Gauss*.

La fonction de répartition est donnée par

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

On n'a pas d'expression analytique de  $\Phi$ . Par contre la fonction est tabulée. Si  $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ , on a par symétrie

$$\mathbb{P}(X \leq 0) = \mathbb{P}(X > 0) = 1/2 \quad \text{et} \quad \mathbb{P}(X \leq -u) = \mathbb{P}(X > u)$$

puisque  $\varphi$  est une fonction paire.

$X$  admet des moments de tous les ordres et on a

$$\mathbb{E}(X) = 0, \quad \mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) = 1.$$

D'où le nom de loi gaussienne centrée réduite ou loi normale centrée réduite et la notation  $\mathcal{N}(0, 1)$ .

### 3.4 La loi gaussienne d'espérance $m$ et de variance $\sigma^2$

**Définition 9** Soit  $m \in \mathbb{R}$  et  $\sigma^2 > 0$ . On dit que  $X$  suit la loi gaussienne (ou loi normale ou loi de Laplace-Gauss) d'espérance  $m$  et de variance  $\sigma^2$ , et on note  $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , si sa densité est donnée par

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-m)^2}.$$

On a la propriété suivante :

**Proposition 5**

$$X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2) \quad \text{ssi} \quad \frac{X - m}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0, 1).$$

On en déduit que

$$\mathbb{E}(X) = m \quad \text{et} \quad \mathbb{V}(X) = \sigma^2.$$

La définition est donc bien cohérente.

On peut montrer que la loi gaussienne satisfait les propriétés suivantes :

Soit  $X$  une variable aléatoire de loi gaussienne  $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$  et  $a$  et  $b$  deux réels, alors  $aX + b$  suit la loi gaussienne  $\mathcal{N}(am + b, a^2\sigma^2)$ .

Soient deux variables aléatoires indépendantes  $X$  et  $Y$  avec  $X$  de loi  $\mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2)$  et  $Y$  de loi  $\mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2)$ . La variable aléatoire  $X + Y$  suit alors la loi gaussienne  $\mathcal{N}(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$ .

Plus généralement, toute combinaison linéaire de variables aléatoires gaussiennes indépendantes suit une loi gaussienne.