

# Lois usuelles discrètes et Modélisation

## 1 Lois usuelles finies

### 1.1 Loi uniforme

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . On dit qu'une variable aléatoire  $X$  suit la loi uniforme sur  $\llbracket 1, n \rrbracket$  notée  $\mathcal{U}(\llbracket 1, n \rrbracket)$

$$\text{si } \boxed{X(\Omega) = \llbracket 1, n \rrbracket \text{ et } \forall k \in \llbracket 1, n \rrbracket, P(X = k) = \frac{1}{n}}$$

Autrement dit, si  $X$  prend toutes ses valeurs avec la même probabilité.

#### Cas typique

Soit  $X$  le résultat d'un lancer de dé non truqué : alors  $\forall i \in \llbracket 1, 6 \rrbracket, P(X = i) = \frac{1}{6}$  donc  $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, 6 \rrbracket)$   
La loi Uniforme est la loi qui **modélise** le lancer de dé équilibré.

#### Espérance et Variance

Si  $X$  suit la loi uniforme sur  $\llbracket 1, n \rrbracket$ , alors  $\boxed{E(X) = \frac{n+1}{2} \text{ et } V(X) = \frac{n^2-1}{12}}$ .

*Remarque* : Plus généralement, la loi uniforme sur  $\llbracket a, b \rrbracket$  (avec  $a < b$  entiers) est notée  $\mathcal{U}(\llbracket a, b \rrbracket)$  :  
 $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket a, b \rrbracket)$  si  $X(\Omega) = \llbracket a, b \rrbracket$  et si  $\forall k \in \llbracket a, b \rrbracket, P(X = k) = \frac{1}{b-a+1}$  (il y a  $b - a + 1$  valeurs dans  $\llbracket a, b \rrbracket$  !)  
Les valeurs de l'espérance et de la variance sont alors à démontrer à chaque fois.

### 1.2 Loi de Bernoulli

Soit  $p \in [0, 1]$ . On dit qu'une variable  $X$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p$  notée  $\mathcal{B}(1, p)$  ou  $\mathcal{B}(p)$

$$\text{si } \boxed{X(\Omega) = \{0, 1\} \text{ et } P(X = 1) = p. \text{ Alors } P(X = 0) = 1 - p}$$

#### Cas typique

On lance une pièce truquée dont la probabilité d'obtenir face est  $p$ , et soit  $X$  la variable qui vaut 1 si l'on obtient face, et 0 sinon. Alors  $P(X = 1) = P(\text{"obtenir face"}) = p$  et  $P(X = 0) = P(\text{"obtenir pile"}) = 1 - p$ .  
La loi de Bernoulli est la loi qui **modélise** le lancer de pièce.

*Remarque* : si  $p = 1/2$ , on obtient la loi uniforme sur  $\llbracket 0, 1 \rrbracket$  puisque alors  $P(X = 0) = P(X = 1) = 1/2$ .

#### Espérance et Variance

Si  $X$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p$ , alors  $\boxed{E(X) = p \text{ et } V(X) = p(1 - p)}$ .

### 1.3 Loi binomiale

Soit  $p \in [0, 1]$ . On dit qu'une variable  $X$  suit la loi binomiale de taille  $n$  et de paramètre  $p$ , notée  $\mathcal{B}(n, p)$

$$\text{si } \boxed{X(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket \text{ et } \forall k \in \llbracket 0, n \rrbracket, P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}}$$

#### Cas typique

On lance  $n$  fois, de manière indépendante, une pièce truquée dont la probabilité d'obtenir face est  $p$ , et on note  $X$  la variable égale au **nombre** de faces obtenues durant ces  $n$  lancers. Alors  $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$ .

#### Remarque

1. La loi de Bernoulli est le cas particulier d'une loi binomiale de taille 1
2. On définit bien une loi de probabilité car  $\forall k \in \{0, \dots, n\}, \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} \geq 0$   
et  $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} = (1 - p + p)^n = 1$  d'après le binôme de Newton.

#### Autre description de la loi binomiale :

Si on reprend le cas typique précédent et que l'on note  $X_i$  la variable aléatoire qui vaut 0 si l'on obtient pile au  $i^e$  lancer et 1 si l'on obtient face à ce  $i^e$  lancer. Alors  $X_i$  est une variable de Bernoulli de paramètre  $p$  et comme les lancers sont indépendants, les variables  $X_i$  sont indépendantes.

De plus, il y a une relation entre  $X$  et les  $X_i$  :  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ .

#### Théorème

La somme de  $n$  variables de Bernoulli indépendantes et de même paramètre  $p$ , suit la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$ .

#### Espérance et Variance

Si  $X$  suit la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$ , alors  $\boxed{E(X) = np \text{ et } V(X) = np(1 - p)}$

Exercice :

Considérons un jugement qui doit être voté par 9 des 12 membres d'un jury pour devenir exécutoire. Les jurés ont le choix entre 2 décisions  $A$  et  $B$ ; ils se déterminent indépendamment les uns des autres, et la probabilité de choisir la décision  $A$  est  $a$  pour chacun. Quelle est la probabilité que la décision  $A$  soit adoptée par le jury ?  
*indication* : introduire  $X$ , la variable aléatoire égale au nombre de jurés qui choisissent la décision  $A$ .

## 1.4 Loi hypergéométrique

### Cas typique

On considère une urne qui contient  $N$  boules au total dont  $R$  rouges et  $N - R$  blanches.

On effectue un tirage **simultané** de  $n$  boules **OU**  $n$  tirages **successifs sans remise** d'une boule dans cette urne, et soit  $X$  la variable aléatoire égale au nombre de boules rouges obtenues.

La loi de  $X$  est appelée loi hypergéométrique de paramètres  $N, n, p = R/N$ , notée  $\mathcal{H}(N, n, p)$ .

$X(\Omega) = \llbracket \max(0, n - N + Np), \min(Np, n) \rrbracket$  et les probabilités d'apparition sont  $P(X = k) = \frac{\binom{Np}{k} \binom{N-Np}{n-k}}{\binom{N}{n}}$ .

### Espérance

Si  $X$  suit la hypergéométrique  $\mathcal{H}(N, n, p)$ , alors  $E(X) = np$ .

**Approximation** : si  $n \ll N$ , la loi hypergéométrique  $\mathcal{H}(N, n, p)$  est approchée par la loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$ , car si le nombre de tirages  $n$  est petit devant la taille de l'urne  $N$ , des tirages sans remise s'apparentent à des tirages avec remise : en effet, ce qui différencie principalement ces deux tirages c'est de modifier (ou non) le contenu de l'urne, et d'obtenir (ou non) une boule différente à chaque tirage. Mais si le nombre de boules de l'urne est vraiment grand par rapport à  $n$  : le fait d'enlever les boules tirées ne va pas modifier réellement l'urne, et même si on remet les boules, il n'y a quasiment aucune chance de tirer deux fois la même !

## 2 Lois usuelles discrètes infinies

### 2.1 Loi géométrique

Soit  $p \in ]0, 1[$ . On dit qu'une variable  $X$  suit la loi géométrique de paramètre  $p$ , notée  $\mathcal{G}(p)$

si  $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$ , et  $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(X = n) = p(1 - p)^{n-1}$

*Remarque* : On définit bien ainsi une loi de probabilité car pour tout  $n \in \mathbb{N}^*, p(1 - p)^{n-1} \geq 0$ ,

$$\text{et } \sum_{n=1}^{\infty} p(1 - p)^{n-1} = p \sum_{n=0}^{\infty} (1 - p)^n \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{p}{1 - (1 - p)} = 1$$

### Cas typique

On effectue des lancers indépendants d'une pièce truquée, dont la probabilité d'obtenir face est  $p$ , jusqu'à l'obtention d'un face. On introduit alors  $X$  la variable aléatoire égale au nombre de lancers effectués.

On dit également que  $X$  est le **temps d'attente** du premier face. Alors  $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$ .

### Espérance et Variance

Si  $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$  alors  $X$  admet une espérance et une variance et  $E(X) = \frac{1}{p}, V(X) = \frac{1-p}{p^2}$ .

Exercice :

Supposons qu'un ordinateur a une probabilité  $p$  de tomber en panne à chaque instant, indépendamment des instants précédents (modèle qui ne prend pas en compte le vieillissement de la machine).

Soit  $T$  l'instant de première panne. Quelle est la loi de  $T$  ?

### 2.2 Loi de Poisson

Soit  $\lambda > 0$ . On dit qu'une variable aléatoire  $X$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ , notée  $\mathcal{P}(\lambda)$

si  $X(\Omega) = \mathbb{N}$  et  $\forall n \in \mathbb{N}, P(X = n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}$ .

Remarque

On définit bien une loi de probabilité car pour tout  $n \in \mathbb{N}, \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \geq 0$ , et  $\sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$ .

### Espérance et Variance

Si  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$  alors  $X$  admet une espérance et une variance et  $E(X) = V(X) = \lambda$ .