

## 14.4 Variables aléatoires discrètes classiques

### 14.4.1 Loi uniforme

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle .

On dit que  $X$ , suit une loi uniforme si  $X(\Omega) = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  et  $\mathbf{P}(\{X = x_k\}) = \frac{1}{n}$

#### Remarque 9 :

1. Dans ce cas de loi uniforme,  $X$  est une variable aléatoire réelle discrète, finie.
2. Nous avons  $\text{Card } X(\Omega) = n$  et pour tout  $x \in X(\Omega)$ ,  $\mathbf{P}(\{X = x\}) = \frac{1}{\text{Card } X(\Omega)}$
3. Un exemple classique de cette loi uniforme est la situation suivante :

On considère une urne  $\mathcal{U}$  qui contient  $n$  boules numérotées de 1 à  $n$ . On tire une boule au hasard de cette urne et  $X$  désigne le numéro de la boule tirée. Bien entendu :

$$\star X(\Omega) = \{1, 2, 3, \dots, n\} \qquad \star \text{ Et } \mathbf{P}(\{X = k\}) = \frac{1}{n}$$

### 14.4.2 Loi de Bernoulli

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle .

On dit que  $X$ , suit une loi de Bernoulli de paramètre  $p$  si  $X(\Omega) = \{0; 1\}$  et  $\mathbf{P}(\{X = 1\}) = p$

#### Remarque 10 :

1. Une variable aléatoire réelle qui suit une loi de Bernoulli est donc une loi discrète, finie, à valeurs entières.
2. On a évidemment  $\mathbf{P}(\{X = 0\}) = 1 - p$
3. Exemple de telles situations : le lancer d'une pièce de monnaie et **tous les cas de « réussite-échec »**
4. Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilisé et  $A \subset \mathcal{F}$ .

On définit la fonction indicatrice  $1_A$  par

$$\begin{cases} 1_A : \Omega & \longrightarrow & \{0, 1\} \\ \omega & \longmapsto & \begin{cases} 0 \text{ si } \omega \notin A \\ 1 \text{ si } \omega \in A \end{cases} \end{cases}$$

$1_A$  est une loi de Bernoulli de paramètre  $\mathbf{P}(\{1_A = 1\}) = \mathbf{P}(A)$ .  $A$  désigne, ici, le sous ensemble de  $\Omega$  pour lequel il y a toujours « succès ».

5. Une autre écriture de la loi de Bernoulli, très utilisée dans la partie statistiques est donnée par :

$$\mathbf{P}(\{X = x\}) = p^x (1 - p)^{1-x}$$

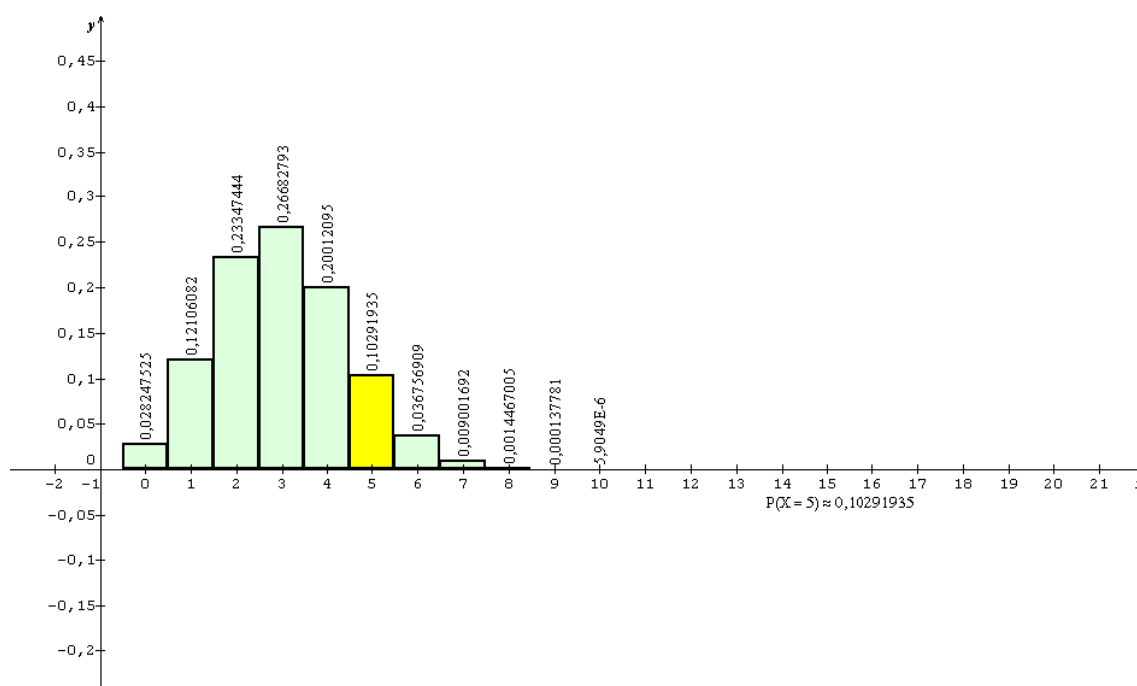
où, bien entendu,  $x \in \{0, 1\}$

### 14.4.3 Loi binomiale

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle

On dit que  $X$ , suit une loi binomiale de paramètre  $n$  et  $p$  dite loi  $\mathcal{B}(n, p)$  si

1.  $X(\Omega) = \{0; 1; \dots; n - 1; n\}$
2.  $\mathbf{P}(\{X = k\}) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k} = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$


 FIGURE 14.1 – L’histogramme d’une loi binomiale de paramètre  $n = 10$  et  $p = 0,3$ 
**Remarque 11 :**

1. Une variable aléatoire réelle qui suit une loi binomiale est une variable aléatoire réelle discrète, finie, à valeurs entières.
2. Première remarque à démontrer, c’est que  $\sum_{k=0}^n \mathbf{P}(\{X = k\}) = 1$ .

Cette démonstration n’est pas difficile ; en effet :

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n \mathbf{P}(\{X = k\}) &= \sum_{k=0}^n C_n^k p^k (1-p)^{n-k} \\ &= (p + (1-p))^n \quad (\text{Binôme de Newton}) \\ &= 1 \end{aligned}$$

3. C’est la loi d’une variable aléatoire égale au nombre de succès dans la répétition de  $n$  épreuves de Bernoulli.

On choisit  $\Omega = \{S; E\}^n = \{\omega = (y_1, \dots, y_n) \text{ où } y_i = S \text{ ou } y_i = E\}$ .

On construit donc  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  où  $X(\omega)$  est le nombre de  $S$  dans  $\omega$

**Exercice 6 :**

Une urne contient 30 boules indiscernables au toucher. Il y a exactement 10 boules rouges.

On tire 6 boules, successivement, et avec remise dans cette urne (*on tire une boule, on la regarde dans le blanc des yeux, on note sa couleur, et on la remet dans l’urne ; on itère cette opération 6 fois*)

Déterminer la probabilité des événements suivants :

1. Il y a au moins une boule rouge
2. Il y a exactement une boule rouge

### 14.4.4 Loi hypergéométrique

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilitisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle  
 On dit que  $X$ , suit une loi hypergéométrique de paramètre  $(n, a, b)$  où  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $a \in \mathbb{N}^*$ ,  $b \in \mathbb{N}^*$  et  $n \leq a + b$  si et seulement si

$$\begin{cases} X(\Omega) = \{\max(0; n - b) ; \min(a; n)\} \\ \mathbf{P}(\{X = k\}) = \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} \end{cases}$$

**Remarque 12 :**

1. Comme pour la loi binômiale, une variable aléatoire réelle qui suit une loi hypergéométrique est une variable aléatoire réelle discrète, finie, à valeurs entières.
2. Première remarque à démontrer, et elle est importante, c'est que  $\sum_{k \in X(\Omega)} \mathbf{P}(\{X = k\}) = 1$

En fait, le résultat vient de l'identité,  $\sum_{k=0}^n C_a^k C_b^{n-k} = C_{a+b}^n$

3. Cette situation se rencontre dans les problèmes de proportion

**Exercice 7 :**

Une urne contient 10 boules, dont 4 blanches et 6 noires

1. On en tire 5 **sans remise**. Trouver la loi de la variable aléatoire réelle égale au nombre de boules blanches tirées.
2. On en tire 5 **avec remise**. Trouver la loi de la variable aléatoire réelle égale au nombre de boules blanches tirées.

### 14.4.5 Loi géométrique

Voici un exemple où les valeurs prises par la variable aléatoire réelle  $X$  sont **dénombrables et non finies**.

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilitisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle.  
 On dit que  $X$ , suit une loi géométrique de paramètre  $p$  si et seulement si

1.  $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$
2.  $\mathbf{P}(\{X = k\}) = p(1 - p)^{k-1}$

**Remarque 13 :**

1. Il faut, bien entendu vérifier que  $\sum_{k \in X(\Omega)} \mathbf{P}(\{X = k\}) = 1$ .

La démonstration est, ici, plutôt simple, c'est la somme de la **série géométrique**  $\sum_{k \in \mathbb{N}^*} p(1 - p)^{k-1}$ .

En effet, comme  $0 < p < 1$ , nous avons aussi  $0 < 1 - p < 1$  et :

$$\sum_{k \in \mathbb{N}^*} p(1 - p)^{k-1} = p \sum_{k \in \mathbb{N}^*} (1 - p)^{k-1} = p \times \frac{1}{1 - (1 - p)} = p \times \frac{1}{p} = 1$$

2. Au jeu de « **pile ou face** » répété indéfiniment,  $X$  désignant le **rang** du premier succès suit une loi géométrique. La loi géométrique modélise donc un temps d'attente discret.

**Exercice 8 :**

Une urne contient  $n$  boules dont  $a$  boules blanches et  $n - a$  boules noires. On tire, de cette urne, une boule, **avec remise**, jusqu'à l'apparition d'une boule blanche.

On note  $X$  la variable aléatoire égale au rang d'apparition de la première boule blanche. Montrer que  $X$  est géométrique de paramètre  $\frac{a}{n}$

**14.4.6 Loi de Poisson**

Soit  $\{\Omega; \mathcal{F}; \mathbf{P}\}$  un espace probabilitisé et  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , une variable aléatoire réelle. On dit que  $X$ , suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$  si et seulement si

$$\begin{cases} X(\Omega) = \mathbb{N} \\ \mathbf{P}(\{X = k\}) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \end{cases}$$

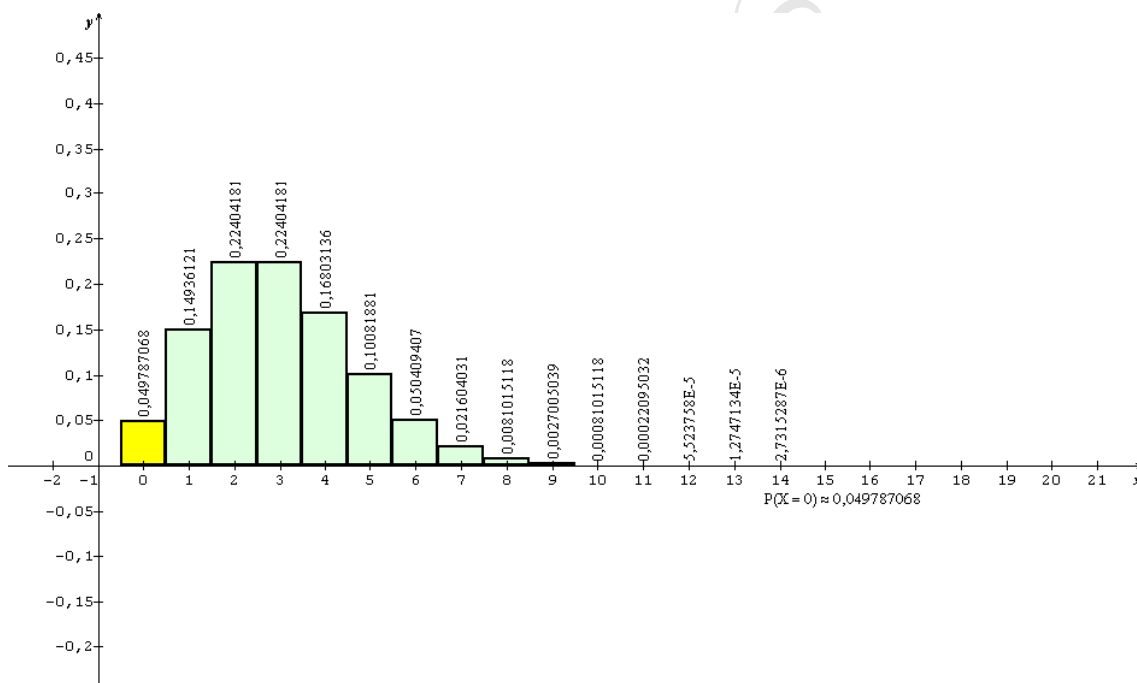


FIGURE 14.2 – L’histogramme d’une loi de Poisson de paramètre  $\lambda = 3$

**Remarque 14 :**

1. Voici un second exemple où les valeurs prises par la variable aléatoire réelle  $X$  sont **dénombrables et non finies**.

2. Il faut, bien entendu vérifier que  $\sum_{k \in X(\Omega)} \mathbf{P}(\{X = k\}) = 1$ .

Une fois de plus, ici c’est plutôt simple, c’est la somme d’une série liée à la **série exponentielle** :

Nous avons  $\sum_{k \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^k}{k!} = e^\lambda$ . Donc :

$$\begin{aligned} \sum_{k \in X(\Omega)} \mathbf{P}(\{X = k\}) &= \sum_{k \in \mathbb{N}} \mathbf{P}(\{X = k\}) \\ &= \sum_{k \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} \\ &= e^{-\lambda} \sum_{k \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= e^{-\lambda} \times e^\lambda \\ &= 1 \end{aligned}$$

**Exercice 9 :**

Les ingénieurs d'une fabrique d'horlogerie admettent que le nombre de défauts sur le boîtier d'une montre suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda = 4$ .

On choisit une montre au hasard à la sortie d'une chaîne de montage. Calculez les probabilités des événements suivants :

1. Il n'y a aucun défaut
2. Le nombre de défauts est compris, au sens large, entre 4 et 8