

# CHAPITRE 13 - VARIABLES ALÉATOIRES DISCRÈTES

## 1 Loi d'un variable aléatoire discrète

### 1.1 Généralités

#### Définition : Loi d'une v.a.d.

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  un espace probabilisé et soit  $X$  une variable aléatoire discrète sur cet espace.

On appelle **loi de  $X$** , l'application  $\mathbb{P}_X$  définie sur  $\mathcal{P}(X(\Omega))$  par :

$$\forall V \in \mathcal{P}(X(\Omega)), \mathbb{P}_X(V) = \mathbb{P}(X \in V).$$

**Exemple :** Loi du  $\mathbb{1}_A$ .

#### Proposition

$\mathbb{P}_X$  est une (mesure de) probabilité sur  $(X(\Omega), \mathcal{P}(\Omega))$ .

#### Proposition

Pour tout  $U \in \mathcal{P}(X(\Omega))$ , on a :

$$\mathbb{P}_X(U) = \sum_{x \in U} \mathbb{P}_X(\{x\}) = \sum_{x \in U} P(X = x).$$

**Remarques :**

- Cela signifie que la loi de  $X$  est entièrement déterminée par la distribution de probabilités  $(P(X = x))_{x \in X(\Omega)}$ .
- En fait, pour définir une loi de probabilité pour une variable aléatoire discrète, il suffit d'attribuer une probabilité à chacune des valeurs possibles et de s'assurer que la somme des probabilités fait bien 1.

**Exemple :** Loi de  $X$  le résultat d'un dé cubique équilibré dont les faces sont numérotées de 1 à 6.

#### Définition

Si  $\mathcal{L}$  est une probabilité sur  $(X(\Omega), \mathcal{P}(\Omega))$ , on dit que  $X$  suit la loi  $\mathcal{L}$  si  $\mathbb{P}_X = \mathcal{L}$ . Si deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$ , définies sur un même espace probabilisé, suivent la même loi, on note :

$$X \sim Y.$$

**Remarque :** ainsi,  $X \sim Y$  est équivalent à  $\mathbb{P}_X = \mathbb{P}_Y$ .

#### Proposition

Soit  $X$  une variable aléatoire discrète sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  et soit  $f : E \rightarrow F$  avec  $X(\Omega) \subset E$ . Alors  $f(X)$  est une variable aléatoire discrète.

**Remarque :**  $f(X)$  n'a pas de sens *a priori*, mais c'est une notation bien utile. Rappelons-nous que  $X$  est une *fonction* de  $\Omega$  dans  $E$ . Donc, en fait,  $f(X)$  désigne la *composition*  $f \circ X$ .  $f(X)$  est donc une fonction de  $\Omega$  dans  $F$  et à ce titre peut être une variable aléatoire.

**Exemple :** On lance un dé, si je fais un nombre pair, je gagne 1 euro, sinon je perds un euro. Si  $X$  désigne le résultat du dé et si  $f : \llbracket 1, 6 \rrbracket \rightarrow \{-1, 1\}$  qui à un résultat du dé associe le gain correspondant alors  $f(X)$  est la *variable aléatoire discrète* qui à une issue associe le gain obtenue.

#### Proposition

Si  $X \sim Y$  alors  $f(X) \sim f(Y)$ .

### 1.2 Lois de références

#### Définition : Loi géométrique

Soit  $p \in ]0, 1[$ . Une variable aléatoire  $X$  à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$  suit une loi géométrique de paramètre  $p$  si pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$  :

$$P(X = k) = q^{k-1}p = (1-p)^{k-1}p.$$

Dans ce cas, on note  $X \sim \mathcal{G}(p)$ .

**Remarques :**

- Cela définit bien une loi de probabilité puisque  $\sum_{k=1}^{+\infty} (1-p)^{k-1}p = 1$ .
- $X$  s'interprète naturellement comme le rang du premier succès dans une expérience de Bernoulli répétée indéfiniment de manière indépendante.

En effet, notons  $S_i$  l'événement « avoir un succès au rang  $i$  » et notons  $p$  la probabilité d'un tel succès. On suppose que les familles  $(S_1, \dots, S_n)$  sont mutuellement indépendantes. On a alors :

$$\mathbb{P}(\overline{S_1} \cap \overline{S_2} \cap \dots \cap \overline{S_{k-1}} S_k) = \underbrace{\mathbb{P}(\overline{S_1})}_{=1-p} \cdots \underbrace{\mathbb{P}(\overline{S_{k-1}})}_{=1-p} \underbrace{\mathbb{P}(S_k)}_p = (1-p)^{k-1} p.$$

### Proposition

Si  $X \sim \mathcal{G}(p)$  et si  $k \in \mathbb{N}$  alors :  $\mathbb{P}(X > k) = (1-p)^k$ .

**Démonstration :** À faire rapidement. □

**Remarques :** Cette propriété a une conséquence intéressante : *la loi géométrique n'a pas de mémoire*. Qu'entend-t-on par là ?

Calculons la probabilité suivante :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_{X>k}(X > k+n) &= \frac{P((X > k) \cap (X > k+n))}{P(X > k)} = \frac{P(X > k+n)}{P(X > k)} \\ &= \frac{(1-p)^{k+n}}{(1-p)^k} = (1-p)^n = P(X > n). \end{aligned}$$

c'est-à-dire la probabilité d'attendre  $n$  itérations *supplémentaires* est la même que d'attendre  $n$  itérations au début. Dit autrement, si au bout de  $k$  itérations, je n'ai toujours pas eu de succès, c'est comme si ces itérations n'avaient jamais eu lieu et que je recommençais depuis le début. Le système a *oublié* ces itérations échouées.

C'est en fait un comportement assez naturel lorsqu'on réfléchit à l'hypothèse d'indépendance qu'on a faite mais ça continue tout de même de choquer notre intuition, sans doute parce que la plupart des phénomènes ne sont pas sans mémoire dans la vie courante.

**Exemple :** On peut tout de même modéliser des choses très réelles avec ces hypothèses. Les composants électroniques, par exemple, sont *peu* sujets au vieillissement. Si un composant n'est pas défectueux, pendant un nombre assez important d'années (de l'ordre de 10 à 20 ans), la probabilité de panne suit essentiellement une loi géométrique.

### Définition : Loi de Poisson

Soit  $\lambda > 0$ . Une variable aléatoire  $X$  à valeurs dans  $\mathbb{N}$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda$  si pour tout  $n \in \mathbb{N}$  :

$$P(X = n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}.$$

Dans ce cas, on note  $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ .

### Remarques :

- Cela définit bien une loi de probabilité puisque  $\sum_{n=0}^{+\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} = 1$ .
- L'interprétation de la loi de Poisson est un peu plus compliquée.  $X$  représente un nombre d'événements rares indépendants ayant lieu pendant un temps donné, avec un nombre moyen de tels événements de  $\lambda$  sur la période en question.

L'exemple typique est un centre d'appel téléphonique, par exemple de support technique. Hors événements exceptionnels (mise à jour du système, rush à cause d'une annonce aux informations, etc), les gens appellent plutôt de manière indépendante. Combien peut-on attendre d'appels dans le centre téléphonique lundi prochain entre 9h et 10h ? Et bien cela suit (plus ou moins suivant la justesse de l'hypothèse d'indépendance) une loi de Poisson.

- Si, on prend un point de vue spatial plutôt que temporel, on peut imaginer une ligne de  $n$  cases qui peuvent ou non avoir un point de manière indépendante. Le nombre de cases occupées suit alors une loi... binomiale.

En revanche, si on fait tendre  $n$  vers l'infinie, en réduisant la taille des cases pour occuper le même, et en gardant  $np$  constant (de façon à garder le ratio de cases occupées constant), alors cette loi s'approche par une loi de Poisson.

### Proposition : caractérisation de la loi de Poisson (HP)

Soit une famille  $(X_I)$  de variables aléatoires indexée par les sous-intervalles de  $[0, 1]$ . Soit  $\lambda > 0$ .

Si :

- Pour tout intervalle  $I$ ,  $X_I$  est à valeurs entières,
- Pour tout intervalle réduit à un point  $X_{\{x\}}$  suit une loi certaine égale à 0.
- Si  $I$  et  $J$  sont disjoints,  $X_I$  et  $X_J$  sont indépendantes,
- Si  $I$  et  $J$  sont disjoints, alors  $X_{I \cup J} = X_I + X_J$ ,
- Si  $I = [a, a + \ell[$ , alors  $P(X_I = 1) \underset{\ell \rightarrow 0}{\sim} \lambda \ell$  et  $P(X_I > 1) = o(\ell)$

Alors :

$$X_{[0,1]} \sim \mathcal{P}(\lambda).$$

**Démonstration :** Exercice pour ceux qui veulent. □

### Remarques :

- cette proposition est hors-programme, mais je l'évoque car c'est un exercice intéressant, que l'on peut faire au niveau PC et qui représente formellement l'intuition derrière l'interprétation de la loi de Poisson.
- La dernière hypothèse souligne la rareté : pour de petits intervalles de temps, on peut essentiellement considérer qu'il se passe 0 ou 1 événements.

### 1.3 Couples de variables aléatoires

#### Définition : Couple de variables aléatoires

Si  $X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires discrètes de sur  $(\Omega, \mathcal{A})$  alors  $(X, Y)$  application de  $\Omega$  dans  $X(\Omega) \times Y(\Omega)$  est un couple de variables aléatoires discrètes sur  $(\Omega, \mathcal{A})$ .

**Remarque :** un couple de variable aléatoire est en fait une variable aléatoire à valeurs dans un ensemble de couples. Mais il est souvent pratique de se ramener aux composantes.

#### Exemples :

- On lance deux dés,  $(X, Y)$  où  $X$  est le résultat du premier dé et  $Y$  le résultat du second est un couple de variable aléatoire.
- Un restaurant accueille des clients chaque soir.  $(X, Y)$  est un couple de variables aléatoires où  $X$  est le nombre de clients un soir donné et  $Y$  le nombre de clients qui commandent de la viande le même soir.

#### Définition : Lois marginales, loi conjointe

Soit  $(X, Y)$  un couple de variables aléatoires.

La loi conjointe est la loi qui associe une probabilité à toute partie de  $X(\Omega) \times Y(\Omega)$ , dit autrement c'est la loi de  $(X, Y)$  considérée comme une unique variable à valeurs dans  $X(\Omega) \times Y(\Omega)$ .

Les lois de  $X$  et  $Y$  sont appelées **lois marginales** de  $(X, Y)$ .

**Exemple :** lancé de deux dés avec  $(X, Y)$ ,  $X$  résultat du premier dé,  $Y$  somme des deux dés.

#### Définition : Loi conditionnelle

Soit  $A \in \mathcal{A}$  tel que  $\mathbb{P}(A) > 0$ . La loi de  $Y$  conditionnellement à  $A$  est la loi de  $Y$  en tant que variable sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P}_A)$ . Dit autrement :

$$\forall y \in Y(\Omega), P_{Y/A}(\{y\}) = P_A(Y = y) = \frac{P(A \cap (Y = y))}{P(A)}.$$

**Remarque :** lien avec l'exemple précédent et les lois conditionnelles pour  $[X = x]$ .

### 2 Indépendance de variables aléatoires

#### 2.1 Généralités

##### Définition : Indépendance de 2 variables

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires.

On dit que  $X$  et  $Y$  sont indépendantes lorsque pour tout  $A \subset X(\Omega)$  et pour tout  $B \subset Y(\Omega)$ , les événements  $(X \in A)$  et  $(Y \in B)$  sont indépendants.

Dans ce cas, on note  $X \perp Y$ .

**Remarque :** cela signifie donc qu'apprendre une quelconque information sur le résultat de  $X$  ne nous apprends rien sur le résultat de  $Y$ .

##### Proposition

$X$  et  $Y$  sont indépendantes si et seulement si les distributions de probabilités vérifient :

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y).$$

##### Définition : Indépendance mutuelle de $n$ variables

Soient  $(X_i)$   $n$  variables aléatoires.

On dit que les  $X_i$  sont mutuellement indépendantes lorsque pour tout famille  $(A_i)$  telle que  $A_i \subset X_i(\Omega)$ , les événements  $((X_1 \in A_1), \dots, (X_n \in A_n))$  sont mutuellement indépendants.

#### Remarques :

- Pour étendre la définition à un nombre infini de variables aléatoires, on demande l'indépendance de toute sous-famille finie.
- Si une suite  $(X_i)$  de variables sont mutuellement indépendantes et suivent toutes la même loi, on dit que les variables sont indépendantes et identiquement distribuées (on note parfois i.i.d.).

## 2.2 Fonctions de variables aléatoires indépendantes

### Proposition

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires discrètes. Soient  $f$  et  $g$  deux fonctions définies sur  $X(\Omega)$  et  $Y(\Omega)$  respectivement.

Si  $X \perp Y$  alors  $f(X) \perp f(Y)$ .

De même si  $(X_1, \dots, X_n)$  sont mutuellement indépendantes, alors  $(f(X_1), \dots, f(X_n))$  le sont également.

### Proposition : Lemme des coalitions

Si  $X_1, \dots, X_n$  sont mutuellement indépendantes alors  $f(X_1, \dots, X_p)$ ,  $g(X_{p+1}, \dots, X_n)$  sont indépendantes.

**Remarque :** Plus généralement, si  $X_1, \dots, X_n$  sont indépendantes alors  $f_1(X_1, \dots, X_{n_1}), f_2(X_{n_1+1}, \dots, X_{n_1+n_2}, \dots, f_p(X_n - n_p + 1, \dots, X_n))$  sont indépendantes.

**Exemples :**

- Exemple bête à partir de cas "de la vraie vie"
- Cas de sommes de binomiales.