Table des matières

I Cadre théorique

I.1 Ensembles dénombrables

Définition 1
Soit E. On dit que E est dénombrable ssi il existe une application $\varphi : \mathbb{N} \to E$ bijective. En d'autre termes, on peut écrire $E = \{x_0, x_1, \ldots\}$ sans oublier un seul élément.

Fini ou dénombrable

Les ensembles finis ou dénombrables sont exactement les ensembles pour lesquels on peut numéroter les éléments, ou encore les décrire sous la forme $\{x_n \ n \in \mathbb{N}\}$ (quitte à prendre une infinité de fois la même valeur pour x_n dans le cas des ensembles finis).

Théorème 1
1. $\mathbb{N}\backslash\{0\}$ est dénombrable.
2. $\mathbb{Z}$ est dénombrable.
3. $\mathbb{N} \times \mathbb{N}$ et $\mathbb{Z} \times \mathbb{Z}$ sont dénombrables.
4. Si E et F sont dénombrables alors $E \times F$ est dénombrable.

Remarque

On doit pouvoir prouver que tout ensemble inclus dans un ensemble dénombrable est fini ou dénombrable. Ainsi $\mathbb{Q}$ doit être dénombrable, mais ce n'est pas au programme.

Coin culture

$\mathbb{R}$ n'est pas dénombrable, $\mathcal{P}(\mathbb{N})$ non plus. Il semble alors évident que $\mathbb{C}, \mathbb{R}^I, \mathcal{C}^\infty(I, \mathbb{R})$ ne sont pas dénombrables (pour le dernier, considérer le sous ensemble des fonctions constantes...).

I.2 Espaces probabilisés

Notation

Si les A_i sont des ensembles pour $i \in \mathbb{N}$, on note $\bigcup_{i\in\mathbb{N}} A_i = \{x | \ \exists i \in \mathbb{N} \ x \in A_i\}$ la réunion de ces ensembles et $\bigcap_{i\in\mathbb{N}} A_i = \{x | \ \forall i \in \mathbb{N} \ x \in A_i\}$ leur intersection.

Définition 2
Soit Ω un ensemble que l'on appellera univers. Une **tribu** sur Ω est un sous ensemble T de $\mathcal{P}(\Omega)$ (les éléments de T sont des sous ensembles de Ω) qui vérifie les 3 conditions :
1. $\Omega \in T$
2. $\forall A \in T \ A^C = \overline{A} = \Omega\backslash A \in T$.
3. Si $(A_n) \in T^{\mathbb{N}}$ alors $\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n \in T$.

Les éléments de T (qui sont des ensembles, rappelons le) sont des **événements**. Le couple (Ω, T) est un **espace probabilisable**.

En pratique

Ω représente l'ensemble des issues possibles d'une expérience aléatoire et un événement un ensemble de résultat possibles. Pour reprendre notre jeu de pile ou face, on peut prendre $\Omega = \mathbb{N}\backslash\{0\}$ et un événement peut être “le jeu s'arrête en un nombre pair de coup“ qui est l'ensemble $\{2n | \ n \in \mathbb{N}\backslash\{0\}\}$.

Bien souvent, Ω n'est pas précisé et sa connaissance n'est pas indispensable au bon déroulé de l'exercice. On supposera dans ce cas qu'une bonne tribu est choisie.

Proposition 1
Soit (Ω, T) un espace probabilisable.

1. $\emptyset \in T$.
2. Si $(A_n)_{n\in\mathbb{N}} \in T^{\mathbb{N}}$ $\bigcap_{n\in\mathbb{N}} A_n \in T$. De plus, $\bigcap_{n\in\mathbb{N}} A_n = \overline{\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n^c}$

Définition 3
Soit Ω un ensemble et T une tribu sur Ω. Une **probabilité** sur Ω est une fonction $\mathbb{P}$ qui associe à chaque événement A une probabilité $\mathbb{P}(A) \in [0,1]$ avec les contraintes suivantes :

1. $\mathbb{P}(\Omega) = 1$
2. Si $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est une suite d'événements incompatibles deux à deux (ie disjoints deux à deux), alors

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n) \text{ propriété de } \sigma\text{-additivité}$$

En particulier, toute série de la forme précédente doit converger vers un nombre dans $[0,1]$.

Le triplet $(\Omega, T, \mathbb{P})$ est appelé un **espace probabilisé**. Dans la suite du cours, nous utiliserons ces notations.

Cas fini

Si on considère une suite $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ d'événements telle que $A_n = \emptyset$ pour tout $n \geqslant 2$, on retrouve la définition de 1ère année. Avec un nombre fini de A_n non vide, il s'agit d'une propriété démontrée en 1ère année.

Mais pourquoi des tribus ?

Dans le cas où Ω est fini ou dénombrable, on pourra prendre $T = \mathcal{P}(\Omega)$ sans problème. Les choses se corsent singulièrement si on prend Ω non dénombrable.

Par exemple, on prouve (un "on" qui est bien en dehors du cadre de ce cours), qu'on ne peut pas poser $\Omega = [0,1], T = \mathcal{P}(\Omega)$ et la probabilité uniforme naturelle qui vérifie $\mathbb{P}([a,b]) = b - a$.

Définition 4
Avec les notations précédentes :

on dit que $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est un système complet d'événements ssi $\forall (i,j) \in \mathbb{N}^2\ i \neq j \Rightarrow A_i \cap A_j = \emptyset$ (disjoints 2 à 2) et $\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n = \Omega$.

Définition 5
Soit A un événement.

1. Si $A \neq \emptyset$ et $\mathbb{P}(A) = 0$ on dit que A est **négligeable**.
2. Si $A \neq \Omega$ et $\mathbb{P}(A) = 1$ on dit que A est presque sûr.

I.3 Propriétés des probabilités

Proposition 2 (Adaptation de la 1ère année)
Soit $(\Omega, T, \mathbb{P})$ un espace probabilisé. Soient A, B deux événements et $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ une suite d'événements.

1. $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$
2. $\mathbb{P}(A^c) = \mathbb{P}(\overline{A}) = 1 - \mathbb{P}(A)$.
3. Si $A \subset B$ alors $\mathbb{P}(A) \leqslant \mathbb{P}(B)$.
4. $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B)$ et $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cup B)$.
5. $\mathbb{P}\left(\bigcup_{k=0}^{N} A_k\right) \leqslant \sum_{k=0}^{N} \mathbb{P}(A_k)$ pour tout $N \in \mathbb{N}$.
6. Si $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est un système complet d'événements alors $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) = 1$ et

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B \cap A_n)$$

On retrouve le cours de première année en prenant un système complet fini (tous les A_n sont vides sauf les quelques premiers).

Théorème 2
Soit $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ une suite d'événements.

1. Si $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est croissante au sens de l'inclusion ($\forall n \in \mathbb{N}\ A_n \subset A_{n+1}$) alors

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) = \lim_{n\to+\infty} \mathbb{P}(A_n)$$

2. Si $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est décroissante au sens de l'inclusion ($\forall n \in \mathbb{N}\ A_{n+1} \subset A_n$ alors

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) = \lim_{n\to+\infty} \mathbb{P}(A_n)$$

Le résultat important est l'existence de ces limites.

Proposition 3 (Sous-additivité)
Soit $(A_n)_{n\in\mathbb{N}} \in T^{\mathbb{N}}$ telle que $\sum_{n\geqslant 0} \mathbb{P}(A_n)$ converge. Alors $\mathbb{P}\left(\bigcup_{n\in\mathbb{N}} A_n\right) \leqslant \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(A_n)$.

Evénements négligeables

Si tous les A_n sont négligeables, alors leur réunion l'est aussi.

II Calcul de probabilités

II.1 Probabilités conditionnelles

Définition-Proposition 1
Soit B un événement tel que $\mathbb{P}(B) > 0$.

1. Pour un événement A, la probabilité de A sachant B est $\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A\cap B)}{\mathbb{P}(B)}$
2. L'application $\mathbb{P}_B : \left\{ \begin{array}{ccc} T & \to & [0,1] \\ A & \mapsto & \mathbb{P}_B(A) = \mathbb{P}(A|B) \end{array} \right.$ est une probabilité. C'est la probabilité conditionnelle sachant B.

Proposition 4 (Formule des probabilités composées)

1. Pour A, B des événements, si $\mathbb{P}(B) > 0$ alors $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A|B)\mathbb{P}(B)$. Rappelons en plus que $\mathbb{P}(A \cup B) = 1 - \mathbb{P}(\overline{A} \cap \overline{B})$
2. Si $A_1, \ldots, A_n$ sont des événements tels que $\mathbb{P}\left(\bigcap\limits_{k=1}^{n-1} A_k\right) \neq 0$ alors

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{k=1}^{n} A_k\right) = \mathbb{P}(A_1) \times \mathbb{P}(A_2|A_1) \times \mathbb{P}(A_3|A_1 \cap A_2) \times \cdots \times \mathbb{P}\left(A_n|\bigcap_{k=0}^{n-1} A_k\right)$$

Proposition 5 (Probabilité totales)
Il s'agit de traduire les propriétés des probabilités vis-à-vis de l'intersection en termes de probabilités conditionnelles.

1. Soit A un événement ni négligeable ni presque sûr ($\mathbb{P}(A) \in]0,1[$). Alors $A, \overline{A}$ forment un système complet d'événements et pour tout événement B,
$$\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B|A)\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B|\overline{A})\mathbb{P}(\overline{A}).$$
2. Pour $(A_n)_{n\in\mathbb{N}}$ un système complet d'événements (y compris fini) et B un événement
$$\mathbb{P}(B) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(B|A_n)\mathbb{P}(A_n)$$
où l'on convient que $\mathbb{P}(B|A_n)\mathbb{P}(A_n) = 0$ si $\mathbb{P}(A_n) = 0$.

Proposition 6 (Formule de Bayes)
Soient A, B deux événements non négligeables ($\mathbb{P}(A) > 0$ et $\mathbb{P}(B) > 0$. Alors $\mathbb{P}(B|A) = \frac{\mathbb{P}(B)}{\mathbb{P}(A)}\mathbb{P}(A|B)$.

II.2 Evénements indépendants

Définition 6
Soient A, B deux événements. On dit que A et B sont indépendants ssi $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$.

Définition 7
Soient $A_1, \ldots, A_n$ des événements. On dit qu'ils sont mutuellement indépendants ssi

$$\forall I \subset [\![1,n]\!] \mathbb{P}(\bigcap_{i\in I} A_i) = \prod_{i\in I} \mathbb{P}(A_i)$$

III Variables aléatoires

III.1 Lois

Définition 8

1. Une variable aléatoire **discrète** est une fonction $X : \Omega \to \mathbb{R}$ où $X(\Omega)$ (l'ensemble des valeurs de X) est dénombrable ou fini.
2. Si A est un ensemble de valeurs de X, on note $(X \in A)$ l'événement “X prend l'une des valeurs dans A”, c'est à dire l'ensemble $X^{-1}(A)$.
3. Si x est l'une des valeurs que peut prendre X (ie. $x \in X(\Omega)$), on note $(X = x)$ l'événement $X^{-1}(\{x\})$, c'est à dire “X prend la valeur x”

Théorème 3
Soit X une variable aléatoire discrète sur Ω. Notons $\{x_n |\, n \in \mathbb{N}\}$ l'ensemble de ses valeurs. Alors $((X = x_n))_{n\in\mathbb{N}}$ est un système complet d'événements.

Définition 9
Soit X une variable aléatoire discrète. La loi de X est l'application

$$\mathbb{P}_X : \left\{ \begin{array}{ccc} X(\Omega) & \to & [0,1] \\ x & \mapsto & \mathbb{P}(X = x) \end{array} \right.$$

Avec les notations du théorème précédent, il s'agit de donner, $\mathbb{P}(X = x_n)$, pour tout $n \in \mathbb{N}$.

III.2 Loi usuelles

Définition 10
On dit qu'une variable aléatoire X suit la loi géométrique de paramètre $p \in]0,1[$ (on note $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$) ssi $\forall k \in \mathbb{N}\backslash\{0\}$ $\mathbb{P}(X = k) = p(1-p)^k$.

En particulier, l'ensemble des valeurs de X est $\mathbb{N}\backslash\{0\}$

Proposition 7
Soit X une variable aléatoire, $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$ pour un $p \in]0,1[$. Soient $n,k \in \mathbb{N}\backslash\{0\}$.

$$\mathbb{P}(X > n+k | X > n) = \mathbb{P}(X > k).$$

On dit que la loi géométrique est sans mémoire.

Définition 11
Soit $\lambda \in]0,+\infty[$. On dit qu'une variable aléatoire X à valeurs dans $\mathbb{N}$ suit la loi de Poisson de paramètre λ (noté $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$) ssi $\forall k \in \mathbb{N}\ \mathbb{P}(X = k) = e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$.

III.3 Variables indépendantes

Définition 12
Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes sur Ω. On note $\{x_n |\ n \in \mathbb{N}\}$ et $\{y_m |\ m \in \mathbb{N}\}$ les valeurs possibles de X et Y respectivement.

1. La **loi conjointe** du couple (X,Y) est la loi décrite par la donnée de $\mathbb{P}(X = x_n, Y = y_m)$ pour toutes les valeurs de n et m.
2. Les lois marginales de la loi conjointe de (X,Y) sont les lois de X et Y.
3. Pour $n_0 \in \mathbb{N}$ fixé tel que $\mathbb{P}(X = x_{n_0}) \neq 0$, la loi conditionnelle de Y sachant $(X = x_{n_0})$ est la loi donnée par $\mathbb{P}(Y = y_m | X = x_{n_0})$

Définition 13
Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes sur Ω. on dit qu'elles sont indépendantes ssi $\forall x, y \in X(\Omega) \times Y(\Omega) \mathbb{P}(X = x, Y = y) = \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = y)$ ie ssi les événements $(X = x)$ et $(Y = y)$ sont deux à deux indépendants pour toutes les valeurs possibles de x et y.

Proposition 8
Soient X, Y deux variables indépendantes et $A \subset X(\Omega), B \subset Y(\Omega)$. Alors

$$\mathbb{P}((X,Y) \in A \times B) = \mathbb{P}(X \in A) \times \mathbb{P}(Y \in B).$$

Proposition 9
Si X, Y sont des variables aléatoires indépendantes et si on peut calculer $f(X)$ et $g(Y)$ pour des fonctions f et g alors $f(X)$ et $g(Y)$ sont indépendantes.

Définition 14
Soit $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ n variables aléatoires discrètes sur Ω. On dit qu'elles sont mutuellement indépendantes ssi pour $k \in \mathbb{N}\backslash\{0\}$ et $i_1, \ldots, i_k \in \mathbb{N}$,

$$\forall x_1 \in X_{i_1}(\Omega), \ldots, x_k \in X_{i_k}(\Omega) \mathbb{P}(X_{i_1} = x_1 \text{ et } \ldots \text{ et } X_{i_k} = x_k) = \prod_{j=1}^{k} \mathbb{P}(X_{i_j} = x_i).$$

Autrement dit, on peut calculer toute probabilité d'intersection finie par produit.

IV Fonctions et probabilités

IV.1 Fonction de répartition

Définition 15
Soit X une variable aléatoire discrète. On appelle fonction de répartition de X et on note F_X la fonction

$$F_X : \left\{ \begin{array}{ccc} \mathbb{R} & \to & \mathbb{R} \\ x & \mapsto & \mathbb{P}(X \leqslant x) \end{array} \right.$$

Proposition 10
Avec les notations de la définition, on a :

1. F_X est croissante sur $\mathbb{R}$.
2. $\lim\limits_{x\to-\infty} F_X(x) = 0$.
3. $\lim\limits_{x\to+\infty} F_X(x) = 1$.

IV.2 Fonction génératrice

Définition 16
Soit X une variable aléatoire à valeurs dans $\mathbb{N}$. La fonction génératrice (ou série génératrice) de X est la fonction

$$G_X : t \mapsto E(t^X) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X = n) t^n$$

G_X est définie au moins sur le segment $[-1,1]$, $\mathcal{C}^\infty$ sur $]-1,1[$ et $G_X(1) = 1$.

Théorème 4
Si X et Y sont deux variables aléatoires à valeurs dans $\mathbb{N}$ et **indépendantes**, notons R_X et R_Y les rayons de convergence de G_X et G_Y respectivement. Posons également $r = \min(R_X, R_Y)$

Alors G_{X+Y} est de rayon $R \geqslant r$ et

$$\forall t \in]-r, r[\ G_{X+Y}(t) = G_X(t) G_Y(t)$$

IV.3 Espérance, variance

Définition 17
Soit X une variable aléatoire discrète à valeurs dans $X(\Omega) = \{x_n |\ n \in \mathbb{N}\}$. On dit que X est d'espérance finie ssi $\sum\limits_{n\in\mathbb{N}} x_n \mathbb{P}(X = x_n)$ converge **absolument**.

Dans ce cas, on appelle **espérance de** X et on note $E(X)$ le réel $\sum\limits_{n=0}^{+\infty} x_n \mathbb{P}(X = X_n)$.

Définition-Proposition 2
Soit X une variable aléatoire discrète. Si X^2 est d'espérance finie alors X aussi. Dans ce cas :

1. on appelle **variance** de X le nombre réel positif $V(X) = E\left((X - E(X))^2\right) = E(X^2) - E(X)^2$.
2. on appelle **écart-type** de X le nombre réel positif $\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$.

Si $\sigma(X) = 1$, on dit que X est réduite.

Théorème 5
Soit X une variable aléatoire à valeurs dans $\mathbb{N}$ et G_X sa fonction génératrice.

1. X possède une espérance finie ssi G_X est dérivable en 1 et alors $E(X) = G'_X(1)$.
2. X possède une variance finie ssi G_X est deux fois dérivable en 1 et alors
$$V(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - \left(G'_X(1)\right)^2.$$

Proposition 11 (Propriétés de l'espérance)
Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes sur Ω.

1. Linéarité. Soient $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$. $E(\lambda X + \mu Y) = \lambda E(X) + \mu E(Y)$.
2. Positivité : si $X \geqslant 0$ alors $E(X) \geqslant 0$.
3. Croissance. Si $\forall \omega \in \Omega\ X(\omega) \leqslant Y(\omega)$ (que l'on note $X \leqslant Y$) alors $E(X) \leqslant E(Y)$.
4. Si X et Y sont **indépendantes** alors $E(XY) = E(X)E(Y)$.

Théorème 6 (Théorème de transfert)
Soit X une variable aléatoire discrète et f une fonction définie sur $X(\Omega) = \{x_n |\ n \in \mathbb{N}\}$ à valeurs réelles. $f(X)$ est d'espérance finie ssi $\sum\limits_{n \geqslant 0} f(x_n)\mathbb{P}(X = x_n)$ est absolument convergente.

Alors $E(f(X)) = \sum\limits_{n=0}^{+\infty} f(x_n)\mathbb{P}(X = x_n)$. Ainsi l'espérance de $f(X)$ est déterminée par la loi de X.

Proposition 12
Soit X une variable aléatoire réelle de variance finie et $a, b \in \mathbb{R}$. $V(aX + b) = a^2 V(X)$.

IV.4 Covariance

Définition-Proposition 3
Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes. Si X et Y admettent un moment d'ordre 2 alors la variable $(X - E(X))(Y - E(Y))$ est d'espérance finie.

Dans ce cas on appelle covariance de X et Y le réel
$$\operatorname{cov}(X, Y) = E((X - E(X))(Y - E(Y)))$$
.

Proposition 13
Dans les conditions de la définition précédente :

1. $\operatorname{cov}(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$.
2. **Si** X et Y sont indépendantes **alors** $\operatorname{cov}(X, Y) = 0$.
3. la covariance est bilinéaire et symétrique.

Proposition 14
Soit X, Y deux variables aléatoires admettant une variance finie. Alors $X + Y$ est de variance finie et
$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2\operatorname{cov}(X, Y)$$

Théorème 7 (Cauchy-Schwartz)
On a $|\operatorname{cov}(X, Y)| \leqslant \sqrt{V(X)V(Y)}$

Définition 18
Soient X, Y deux variables aléatoires réelles de variances finie et non nulle. Le coefficient de corrélation de X et Y est
$$\operatorname{cor}(X, Y) = \frac{\operatorname{cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}} = \frac{\operatorname{cov}(X, Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)} \in [-1, 1]$$

V Etude asymptotique

V.1 Interprétation de la loi de Poisson

Proposition 15
Soit $\lambda > 0$.

On considère une suite $(X_n)_{n \geqslant 1}$ de variables aléatoires telles que $X_n \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p_n)$ où $p_n \underset{+\infty}{\sim} \frac{\lambda}{n}$.

Pour $k \in \mathbb{N}$ fixé, on a $\lim\limits_{n \to +\infty} \mathbb{P}(X_n = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$.

V.2 Loi des grands nombres

Théorème 8 (Inégalité de Markov)
Soit X une variable aléatoire réelle à valeurs positives, d'espérance finie.
$$\forall a > 0\ \mathbb{P}(X \geqslant a) \leqslant \frac{E(X)}{a}.$$

Théorème 9 (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev)
Soit X une variable aléatoire réelle de variance finie.
$$\forall \varepsilon > 0\ \mathbb{P}(|X - E(X)| > \varepsilon) \leqslant \frac{V(X)}{\varepsilon^2}.$$

Théorème 10 (Loi faible des grands nombres)
Soit $(X_n)_{n\geqslant 1}$ une suite de variables aléatoires deux à deux indépendantes et de même loi, admettant un moment d'ordre 2.

On pose, pour $n \geqslant 1$, $S_n = \sum_{k=1}^{n} X_k$ et on note $m = E(X_1)$ l'espérance commune aux X_k.

$$\forall \varepsilon > 0 \ \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right| \geqslant \varepsilon\right) \underset{n\to+\infty}{\to} 0.$$

Pour un $\varepsilon > 0$ fixé, la limite est nulle.

Résumé sur les lois usuelles

Nom	Notation	Valeurs	Loi	Fonctions génératrice	Espérance	Variance
Bernoulli	$\mathcal{B}(p)$	$\{0,1\}$	$\mathbb{P}(X=1)=p, \mathbb{P}(X=0)=1-p$	$G_X(t)=1-p+pt, t\in\mathbb{R}$	p	$p(1-p)$
Binomiale	$\mathcal{B}(n,p)$	$[\![0,n]\!]$	$\mathbb{P}(X=k)=\binom{n}{k}p^k(1-p)^{n-k}$	$G_X(t)=(1-p+pt)^n, t\in\mathbb{R}$	np	$np(1-p)$
Géométrique	$\mathcal{G}(p)$	$\mathbb{N}\backslash\{0\}$	$\mathbb{P}(X=k)=p(1-p)^{k-1}$	$G_X(t)=\frac{pt}{1-(1-p)t}, t\in]-\frac{1}{1-p},\frac{1}{1-p}[$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$
Poisson	$\mathcal{P}(\lambda), \lambda>0$	$\mathbb{N}$	$\mathbb{P}(X=k)=e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$	$G_X(t)=e^{\lambda(t-1)}, t\in\mathbb{R}$	λ	λ