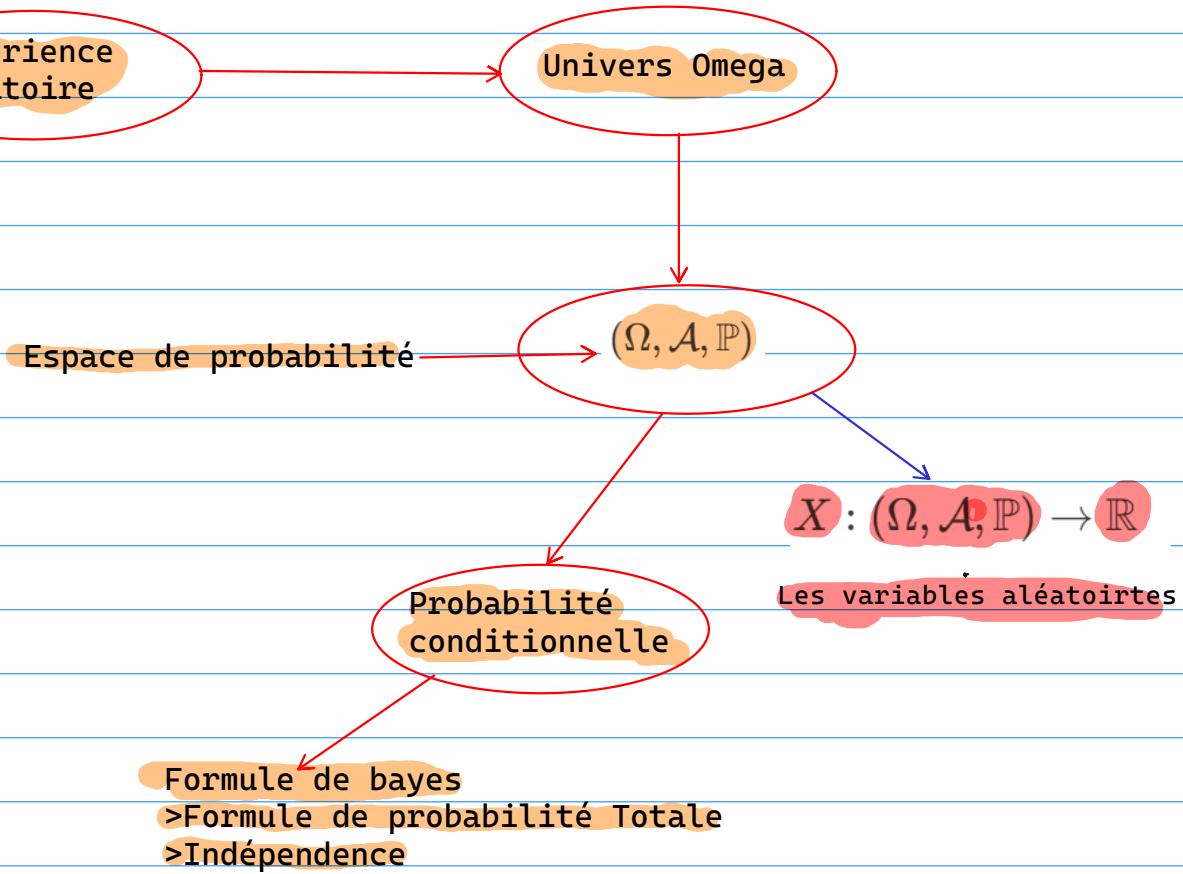
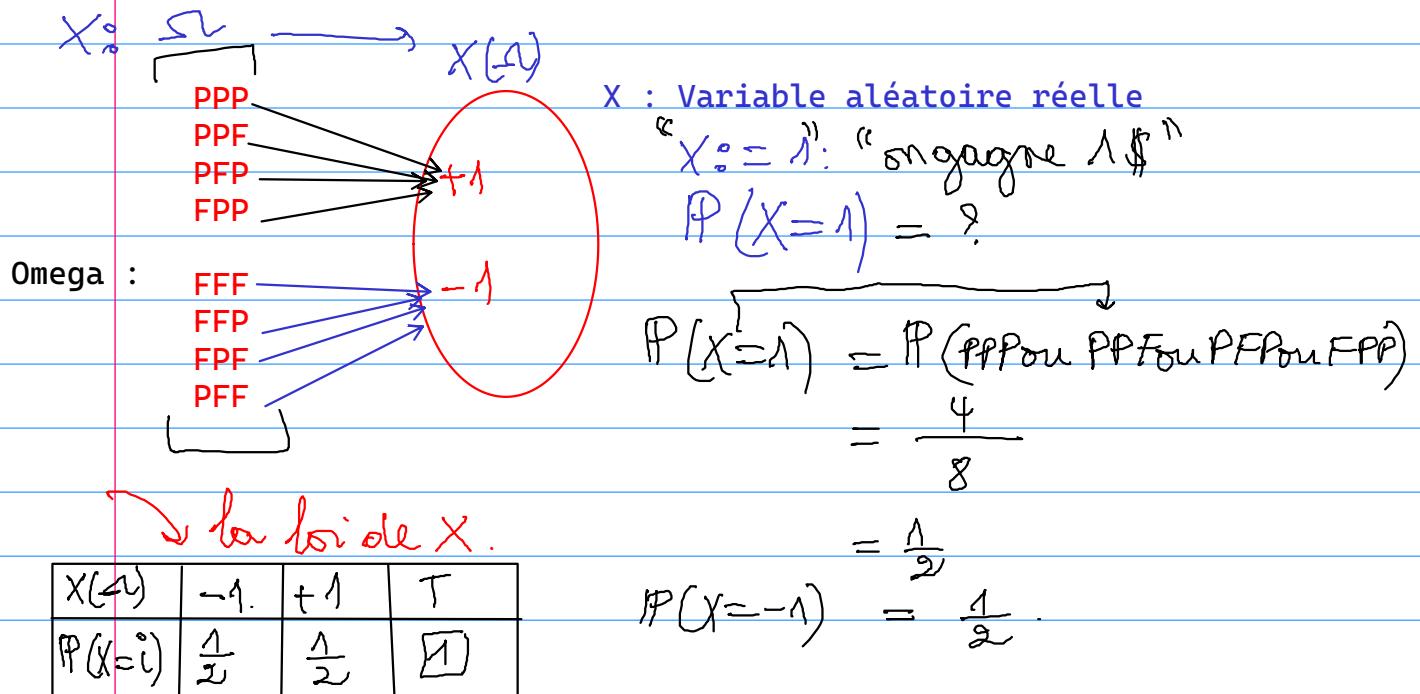


Rappel :



On jette une pièce de monnaie 3 fois :
on gagne 1 dollar si le nombre de pile est plus grand que le nombre de face
on perd 1 dollar sinon

On note X ce gain



Probabilités - Chapitre 1

Abdallah K

5 Variables Aléatoires

Variable aléatoire

Une variable aléatoire est une fonction d'un espace d'échantillonnage S dans l'ensemble des nombres réels.

Si S est l'espace d'échantillonnage et X une variable aléatoire, alors :

$$X : S \rightarrow \mathbb{R}$$

Exemples de variables aléatoires

Expérience	Variable aléatoire
Lancer deux dés	X = somme des nombres
Lancer une pièce 25 fois	X = nombre de faces dans 25 lancers
Appliquer différentes quantités d'engrais à des plants de maïs	X = rendement/acre
Sondage d'opinion (50 personnes)	X = nombre de "oui"

Fonction de probabilité induite ● f_X : la loi de X : f_X : fonction

Soit $S = \{s_1, \dots, s_n\}$ un espace d'échantillonnage avec une fonction de probabilité P , et X une variable aléatoire de range $\mathcal{X} = \{x_1, \dots, x_m\}$. La fonction de probabilité induite P_X sur \mathcal{X} est définie par :

$$P_X(X = x_i) = P(\{s_j \in S : X(s_j) = x_i\})$$

On note simplement $P(X = x_i)$ plutôt que $P_X(X = x_i)$.

Exemple 1.4.3 : Trois lancers de pièce-II

Considérons l'expérience de lancer une pièce équilibrée trois fois. Soit X le nombre de faces obtenues.

s	HHH	HHT	HTH	THH	TTH	THT	HTT	TTT
$X(s)$	3	2	2	2	1	1	1	0

La fonction de probabilité induite sur $\mathcal{X} = \{0, 1, 2, 3\}$ est :

x	0	1	2	3
$P(X = x)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$

Par exemple : $P(X = 1) = P(\{HTT, THT, TTH\}) = \frac{3}{8}$.

P: Pile : T: Tail
F: Face : H: Head

Chaine binnaire
50



Exemple 1.4.4 : Distribution d'une variable aléatoire

Soit S l'ensemble des 2^{50} chaînes de 50 bits (0 et 1), X = nombre de 1, et $\mathcal{X} = \{0, 1, 2, \dots, 50\}$. Si chaque chaîne est équiprobable :

$$\overline{P(X=27)} = \frac{\text{nombre de chaînes avec 27 uns}}{\text{nombre total de chaînes}} = \frac{\binom{50}{27}}{2^{50}}$$

En général, pour tout $i \in \mathcal{X} : \{0, \dots, 50\}$

$$P(X=i) = \frac{\binom{50}{i}}{2^{50}}$$

$\text{Cas de } i = 27$

$$\binom{50}{27} = \frac{50!}{27! \times 23!} = \binom{50}{23}$$

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$$

6 Fonctions de Répartition

Fonction de répartition (cdf)

$$F(x) = P(X \leq x)$$

La fonction de répartition cumulative d'une variable aléatoire X , notée $F_X(x)$, est définie par :

$$F_X(x) = P(X \leq x), \quad \text{pour tout } x \in \mathbb{R}$$

Théorème 1.5.3 : Conditions pour une fonction de répartition

Une fonction $F(x)$ est une fonction de répartition si et seulement si :

- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$
- $F(x)$ est une fonction non décroissante de x
- $F(x)$ est continue à droite : $\lim_{x \rightarrow x_0^+} F(x) = F(x_0)$

Exemple 1.5.4 : Lancer jusqu'à obtenir face

Supposons qu'on lance une pièce jusqu'à obtenir face. Soit X le nombre de lancers nécessaires, avec p la probabilité d'obtenir face.

$$P(X=x) = (1-p)^{x-1}p, \quad x = 1, 2, \dots$$

La fonction de répartition est :

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{i=1}^x (1-p)^{i-1}p = 1 - (1-p)^x, \quad x = 1, 2, \dots$$

F → 1
PF → 2
PPF → 3

$$X(\Omega) = \{1, 2, 3, \dots, \infty\}$$

$$P(X=k) = (1-p)^{k-1} \cdot p$$

A horizontal sequence of circles representing trials. The first circle has a downward arrow labeled "k-1 fois". The last circle before the final one is labeled "F". Above the sequence, a red bracket spans from the first circle to the last circle, labeled "k-1 fois". Red arrows point from the text "k-1 fois" to the first circle and the last circle. The final circle is labeled "F".

$$P(F) = p \in]0; 1[$$

$$P(p) = 1-p$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} P(X=k) = 1$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1} \cdot p$$

$$= [p + (1-p)^{2-1} \cdot p + (1-p)^{3-1} \cdot p + \dots]$$

$$q = 1-p$$

$$= p \left\{ 1 + (1-p) + (1-p)^2 + \dots \right\}$$

$$= p \left\{ 1 + q + q^2 + q^3 + \dots + q^N + \dots \right\} \quad y = p \cdot \frac{1}{p}$$

$$1 + q + \dots + q^N = \frac{1-q^{N+1}}{1-q} \times 1 \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \frac{1}{1-q} = \frac{1}{1-(1-p)} = 1$$

$$p \in]0; 1[$$

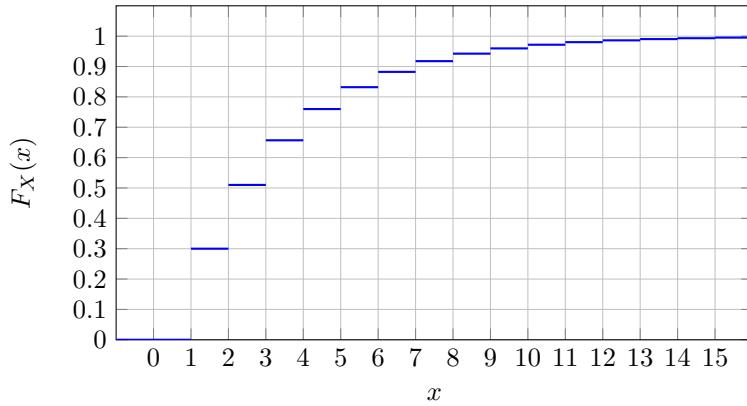
$$\Rightarrow q = 1-p \in]0; 1[$$

$$= \frac{1}{1-1+p}$$

$$= \frac{1}{p}$$

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} q^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

Fonction de répartition géométrique, $p = 0.3$



Exemple 1.5.5 : Fonction de répartition continue

La fonction de répartition logistique :

$$F_X(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}}$$

est continue et satisfait les conditions du théorème 1.5.3.

Preuve :

- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0$ car $\lim_{x \rightarrow -\infty} e^{-x} = \infty$
- $\lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$ car $\lim_{x \rightarrow \infty} e^{-x} = 0$
- $\frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2} > 0$, donc F_X est croissante

Exemple 1.5.6 : Fonction de répartition avec sauts

Si on modifie la fonction logistique pour $0 < \epsilon < 1$:

$$F_Y(y) = \begin{cases} \frac{1-\epsilon}{1+e^{-y}} & \text{si } y < 0 \\ \epsilon + \frac{(1-\epsilon)}{1+e^{-y}} & \text{si } y \geq 0 \end{cases}$$

Alors F_Y a un saut de hauteur ϵ en $y = 0$ et est continue ailleurs.

Variables aléatoires continues et discrètes



- Une variable aléatoire X est **continue** si $F_X(x)$ est une fonction continue de x
- Une variable aléatoire X est **discrète** si $F_X(x)$ est une fonction en escalier de x

Variables aléatoires identiquement distribuées ↗

Les variables aléatoires X et Y sont identiquement distribuées si pour tout ensemble $A \in \mathcal{B}^1$ (tribu borélienne) :

$$P(X \in A) = P(Y \in A)$$

Cela équivaut à $F_X(x) = F_Y(x)$ pour tout x .

Exemple 1.5.9 : Variables identiquement distribuées

Dans l'expérience de lancer une pièce trois fois :

- X = nombre de faces observées
- Y = nombre de piles observées

i	0	1	2	3	T
$P(X=i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

Les distributions de X et Y sont identiques :

$$P(X = k) = P(Y = k) \quad \text{pour } k = 0, 1, 2, 3$$

mais $\underline{X(s)} \neq Y(s)$ pour tout point d'échantillon s .

$y=i$	0	1	2	3	T
$P(Y=i)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

7 Fonctions de Densité et de Masse

Fonction de masse (pmf) : probability mass function [probabilité de masse]

La fonction de masse d'une variable aléatoire discrète X est donnée par :

$$f_X(x) = P(X = x) \quad \text{pour tout } x$$

Exemple 1.6.2 : Probabilités géométriques (pmf)

Pour la distribution géométrique :

$$f_X(x) = P(X = x) = \begin{cases} (1-p)^{x-1} p & \text{pour } x = 1, 2, \dots \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On peut calculer les probabilités d'intervalles :

$$P(a \leq X \leq b) = \sum_{k=a}^b f_X(k) = \sum_{k=a}^b (1-p)^{k-1} p$$

En particulier :

$$P(X \leq b) = \sum_{k=1}^b f_X(k) = F_X(b)$$

Fonction de densité (pdf) variable aléatoire continue proba . distributive func

La fonction de densité d'une variable aléatoire continue X est la fonction $f_X(x)$ qui satisfait :

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t)dt \quad \text{pour tout } x$$

Si $f_X(x)$ est continue, alors :

$$\frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x)$$

Théorème 1.6.5 : Conditions pour une pdf/pmf

Une fonction $f_X(x)$ est une pdf (ou pmf) d'une variable aléatoire X si et seulement si :

- $f_X(x) \geq 0$ pour tout x
- $\sum_x f_X(x) = 1$ (pmf) ou $\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x)dx = 1$ (pdf)

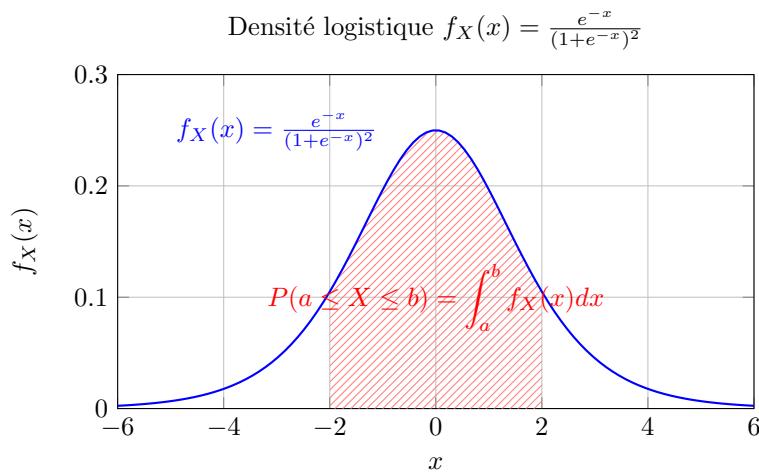
Exemple 1.6.4 : Probabilités logistiques

Pour la distribution logistique avec $F_X(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$, la densité est :

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{e^{-x}}{(1+e^{-x})^2}$$

Les probabilités d'intervalles se calculent par :

$$P(a < X < b) = F_X(b) - F_X(a) = \int_a^b f_X(x)dx$$



X : variable aléatoire réelle discrète : v.a.r.d



pmf : la loi de la variable discrète X

F : la fonction de répartition

$$P(X=k) \in [0, 1] \quad \sum P(X=k) = 1$$

$$P(X=k) = ?$$

$$P(X=k) = F(k) - F(k^-)$$

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$= \sum_{k \leq x} P(X=k)$$

X : variable aléatoire réelle continue : v.a.r.c



pdf : la densité de probabilité de X

F : la fonction de répartition

$$f(x) = \begin{cases} i) f(x) > 0 \\ ii) \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \end{cases}$$

$$f(x) = F'(x)$$

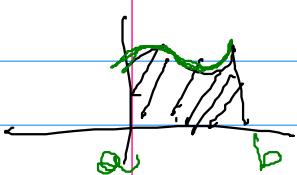
$$\frac{d}{dx} F(x)$$

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$= \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

$$P(a \leq X \leq b) \stackrel{1933}{=} \int_a^b f(x) dx$$

Henry Lebesgue → Kolmogorov
théorie des mesures.



Exercice 3 : Variable aléatoire continue

Soit X une variable aléatoire continue de fonction de densité :

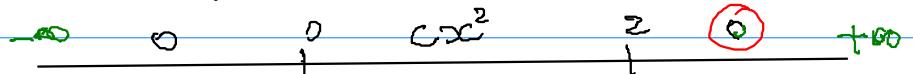
$$f_X(x) = \begin{cases} cx^2 & \text{si } 0 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{p.d.f}$$

- a) Déterminer la constante c pour que f_X soit une densité de probabilité
- b) Calculer $P(0.5 \leq X \leq 1.5)$
- c) Déterminer la fonction de répartition $F_X(x)$
- d) Vérifier que $F_X(x)$ est bien une fonction de répartition

a) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$?

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1 \quad \checkmark$$

$$f(x) \geq 0 \Rightarrow c \geq 0 \quad \checkmark$$



$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

$$\Leftrightarrow \int_{-\infty}^0 f(x) dx + \int_0^2 f(x) dx + \int_2^{+\infty} f(x) dx = 1$$

$$\Leftrightarrow 0 + \int_0^2 cx^2 dx + 0 = 1$$

$$\Leftrightarrow c \int_0^2 x^2 dx = 1$$

$$\Leftrightarrow c \left[\frac{1}{3}x^3 \right]_0^2 = 1$$

$$\Leftrightarrow c \left\{ \frac{1}{3} \times 2^3 - 0 \right\} = 1$$

$$\Leftrightarrow c \times \frac{8}{3} = 1$$

$$\Leftrightarrow c = \frac{3}{8}$$

Formulaire : de Primitive,
Ipp, changement de variable □

Notation et conventions

- On utilise des lettres majuscules pour les variables aléatoires : X, Y, Z
- Les valeurs réalisées sont notées en minuscules : x, y, z
- $X \sim F_X(x)$ signifie " X suit la distribution $F_X(x)$ "
- $X \sim f_X(x)$ signifie " X a pour densité/masse $f_X(x)$ "
- $X \sim Y$ signifie que X et Y ont la même distribution
- Pour les variables continues : $P(X = x) = 0$ pour tout x

Calcul des probabilités

- **Cas discret** : $P(a \leq X \leq b) = \sum_{k=a}^b f_X(k)$
- **Cas continu** : $P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f_X(x)dx = F_X(b) - F_X(a)$
- Pour les variables continues, les inégalités strictes et larges sont équivalentes :

$$P(a < X < b) = P(a \leq X \leq b)$$

8 Lois de Probabilité Usuelles

Lois Discrètes Usuelles

Nom	Notation	PMF $P(X = k)$	Interprétation
Bernoulli	$\mathcal{B}(p)$	$p^k(1-p)^{1-k}$ $k = 0, 1$	Succès/échec (1 essai) Ex: Pile ou Face
Binomiale	$\mathcal{B}(n, p)$	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ $k = 0, 1, \dots, n$	Nombre de succès en n essais Ex: Nombre de faces en n lancers
Poisson	$\mathcal{P}(\lambda)$	$\frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ $k = 0, 1, 2, \dots$	Nombre d'événements rares Ex: Nombre d'appels/heure
Géométrique	$\mathcal{G}(p)$	$(1-p)^{k-1}p$ $k = 1, 2, \dots$	Nombre d'essais jusqu'au 1er succès Ex: Lancers jusqu'à la 1ère face
Binomiale Négative	$\mathcal{BN}(r, p)$	$\binom{k-1}{r-1} p^r (1-p)^{k-r}$ $k = r, r+1, \dots$	Nombre d'essais jusqu'au r^e succès Ex: Lancers jusqu'à la 3ème face

Lois Continues Usuelles

Nom	Notation	PDF $f_X(x)$	Interprétation
Uniforme	$\mathcal{U}(a, b)$	$\frac{1}{b-a}$ $x \in [a, b]$	Équiprobabilité sur $[a, b]$ Ex: Point aléatoire sur un segment
Exponentielle	$\mathcal{E}(\lambda)$	$\lambda e^{-\lambda x}$ $x \geq 0$	Temps entre événements rares Ex: Durée de vie d'un composant
Normale	$\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ $x \in \mathbb{R}$	Phénomènes naturels, erreurs Ex: Taille, QI, mesures
Gamma	$\Gamma(\alpha, \beta)$	$\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x}$ $x > 0$	Temps jusqu'au k^e événement Généralisation de l'exponentielle
Beta	$\mathcal{B}(\alpha, \beta)$	$\frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}$ $x \in [0, 1]$	Proportion, probabilité Ex: Taux de succès inconnu

Relations entre Lois

- Bernoulli \rightarrow Binomiale : $\sum_{i=1}^n X_i \sim \mathcal{B}(n, p)$ si $X_i \sim \mathcal{B}(p)$ i.i.d.
- Exponentielle \rightarrow Gamma : $\sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma(n, \lambda)$ si $X_i \sim \mathcal{E}(\lambda)$ i.i.d.
- Binomiale \rightarrow Poisson : $\mathcal{B}(n, p) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{np=\lambda} \mathcal{P}(\lambda)$
- Gamma \rightarrow Normale : $\Gamma(\alpha, \beta) \xrightarrow[\alpha \rightarrow \infty]{} \mathcal{N}(\alpha/\beta, \alpha/\beta^2)$

Exemple d'Application des Lois

Loi Binomiale : Sur 10 questions à choix multiple (4 options), probabilité d'avoir au moins 7 bonnes réponses en répondant au hasard :

$$X \sim \mathcal{B}(10, 0.25), \quad P(X \geq 7) = \sum_{k=7}^{10} \binom{10}{k} (0.25)^k (0.75)^{10-k}$$

Loi Exponentielle : Durée de vie moyenne d'une ampoule = 1000 heures, probabilité qu'elle dure plus de 1500 heures :

$$X \sim \mathcal{E}(1/1000), \quad P(X > 1500) = e^{-1500/1000} = e^{-1.5} \approx 0.223$$

Loi Normale : Taille moyenne des hommes = 175 cm, écart-type = 7 cm, probabilité qu'un homme mesure entre 170 et 180 cm :

$$X \sim \mathcal{N}(175, 49), \quad P(170 \leq X \leq 180) = \Phi\left(\frac{180 - 175}{7}\right) - \Phi\left(\frac{170 - 175}{7}\right)$$

Choix de la Loi Appropriée

- **Comptage d'événements** : Poisson (événements rares), Binomiale (succès/échecs)
- **Temps d'attente** : Exponentielle (1 événement), Gamma (k événements)
- **Mesures physiques** : Normale (phénomènes naturels)
- **Proportions** : Beta (probabilités inconnues)
- **Données bornées** : Uniforme (équiprobabilité)