

Loi discrète	<u>Fonction de masse</u> $Pr(X = x)$	<u>Fonction de répartition</u> $(F_X(x))$	<u>Espérance</u> $(E[X])$	<u>Variance</u> $(Var(X))$	<u>Fonction de génératrice de moments</u> $(M_X(t))$	<u>Fonction génératrice de probabilité</u> $(P_X(t))$
Loi uniforme $X \sim Udisc(a, b)$ ($1/n$ chance)	$\begin{cases} \frac{1}{b-a+1}, x \in \{a, a+1, \dots, b-1, b\} \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$	$\begin{cases} 0, x < a \\ \frac{ x - a + 1}{b - a + 1}, a \leq x < b \\ 1, x \geq b \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a+1)^2 - 1}{12}$	$\frac{e^{at} - e^{(b+1)t}}{(b-a+1)(1-e^t)}$	N/A
Loi de Bernoulli $X \sim Bern(p)$ (2 résultats probable – soit 1 succès ou 1 échec)	$\begin{cases} 1-p, x = 0 \\ p, x = 1 \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$ X est un v.a représentant un succès	$= \begin{cases} 0, x < 0 \\ 1-p, 0 \leq x < 1 \\ 1, x \geq 1 \end{cases}$	p	$p(1-p)$	$(1-p) + pe^t$	$(1-p) + pt$
Loi binomiale $X \sim Bin(n, p)$ (n essais d'une loi de Bernoulli)	$\begin{cases} \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, x = 0, 1, 2, \dots, n \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$ X est une v.a représentant le nombre de succès dans n essais	Il n'y a pas de forme explicite, $= \sum_{k=0}^{ x } \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	np	$np(1-p)$	$((1-p) + pe^t)^n$	$((1-p) + pt)^n$
Loi poisson $X \sim pois(\lambda)$ (événement qui se produit λ par mesure considéré)	$\begin{cases} \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, x = 0, 1, 2, \dots \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$ X est une v.a représentant le nombre de fois où un événement se produit	Il n'y a pas de forme explicite, $\sum_{k=0}^{ x } \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}, x \geq 0$	λ	λ	$e^{\lambda(e^t-1)}$	$e^{\lambda(t-1)}$
Loi géométrique $X \sim géo(p)$ (Soit le nombre d'essais nécessaires pour obtenir un premier succès)	$= \begin{cases} p(1-p)^{x-1}, x = 1, 2, 3, \dots \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$ X est une v.a représentant le nombre d'essais nécessaire avant un premier succès	$\begin{cases} 0, x < 1 \\ 1 - (1-p)^{ x }, x \geq 1 \end{cases}$	$\frac{1}{p}$	$\frac{(1-p)}{p^2}$	$\frac{pe^t}{1 - (1-p)e^t}$	$\frac{pt}{1 - (1-p)t}$
Loi géométrique « négative » $X \sim géo(p)$ (Nombre d'échec avant un premier succès)	$\begin{cases} p(1-p)^x, x = 0, 1, 2, 3, \dots \\ 0, \text{ ailleurs} \end{cases}$ X est une v.a représentant le nombre d'échec avant un premier succès	$1 - (1-p)^{ x +1}$	$\frac{(1-p)}{p}$	$\frac{(1-p)}{p^2}$	Lien entre les 2 définitions : $X_1 = \text{nbr d'essais pour le 1er succès}$ $X_2 = \text{nbr d'essais avant le 1er succès}$ $X_1 = X_2 + 1$ $E[X_2] = E[X_1 - 1] = E[X_1] - 1 = \frac{1}{p} - 1 = \frac{1-p}{p}$ $Var(X_2) = Var(X_1 - 1) = Var(X_1) = \frac{(1-p)}{p^2}$	

Loi binomiale négative $X \sim \text{Binnég}(n, p)$ (Nombre d'essais nécessaire pour obtenir le r ^{ème} succès)	$\begin{cases} \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}, x = r, r+1, \dots \\ 0, \text{ailleurs} \end{cases}$ <p>X est une v.a représentant le nombre d'essais avant le r^{ème} succès **peut aussi se définir en termes de nombre d'échec avant le r^{ème} succès.</p>	N/A	$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$	$\left(\frac{pe^t}{1-(1-p)e^t} \right)^r$	$\left(\frac{pt}{1-(1-p)t} \right)^r$
Loi Hypergéométrique $X \sim \text{hyper}(N, n, m)$ (expérience sans remise)	$\begin{cases} \frac{\binom{m}{x} \binom{N-m}{n-x}}{\binom{N}{n}}, x = 0, 1, \dots, \min(n, m) \\ 0, \text{ailleurs} \end{cases}$ <p>Où $m = 1^{\text{er}}$ type $N-m = 2^{\text{e}}$ type $N = \text{population}$ $n = \text{échantillon}$ $x = \# \text{ de } 1^{\text{er}} \text{ type dans échantillon } n$</p>	N/A	$n \frac{m}{N}$	$\text{Var}(x) = \frac{nm}{N} \left(\frac{(n-1)(m-1)}{N-1} + 1 - \frac{nm}{N} \right)$		N/A

Note importante et remarque sur **loi discrète** :

FGM ($M_X(t)$)

$$(E[X]) = \sum_i (e^{tx_i}) Pr(X = x_i) \rightarrow 1 + tE[X] + \frac{t^2}{2!} E[X^2] + \dots \quad (\text{Série de Taylor où } a = 0)$$

Loi binomiale :

- Pour vérifier que la v.a binomiale X est bien définie on peut la tester par théorème du binôme : $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = (p + (1-p))^n = 1$
- $\text{Var}(X) = p(1-p) < E[X] = np$, donc, $p(1-p) < np$

Loi de Poisson :

- $\text{Var}(X) = \lambda = E[X]$, donc, $\text{Var}(X) = E[X]$
- Approximation de la loi binomiale par la loi de Poisson :
 Soit X une v.a $\sim \text{binom}(n, p)$, si n est grand et p est petit, avec $\lim_{n \rightarrow \infty} np \rightarrow \lambda$, alors $X \sim \text{Poisson}(\lambda = np)$

Loi géométrique : (Cas particulier de la loi binomiale négative où $r=1$)

La loi géométrique est sans mémoire.

$$P(X > n + m | X > n) = P(X > m)$$

Loi binomiale négative :

- $\text{Var}(X) = \frac{r(1-p)}{p^2} > E[X] = \frac{r}{p}$, donc, $\frac{r(1-p)}{p^2} > \frac{r}{p}$

Loi continue *Pas de FGP	<u>Fonction de densité de probabilité</u> $f_X(x)$	<u>Fonction de répartition</u> $(F_X(x))$	Fonction quantile $(F_X^{-1}(u))$	<u>Espérance</u> $(E[X])$	<u>Variance</u> $(Var(X))$	<u>Fonction de génératrice de moments</u> $(M_X(t))$
Loi uniforme $X \sim U_{conti}(a, b)$	$\begin{cases} \frac{1}{b-a}, a \leq x \leq b \\ 0, ailleurs \end{cases}$	$\begin{cases} 0, x \leq a \\ \frac{x-a}{b-a}, a < x < b \\ 1, x \geq b \end{cases}$	$u(b-a) + a$ *Dans les notes de cours de JP	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{bt} - e^{at}}{t(b-a)}$
Loi normale $X \sim N(\mu, \sigma)$ *Savoir que $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \sqrt{2\pi}$	$\begin{cases} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} * e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \\ 0, ailleurs \end{cases}$	$\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right), \text{ où } \Phi \sim N(\mu = 0 \text{ et } \sigma = 1)$	$\mu + \sigma\Phi^{-1}(u)$	μ	σ^2	$e^{\left(\mu t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}\right)}$
Loi lognormale $X \sim LN(\mu, \sigma)$	$\frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} * e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right)^2}$	$\Phi\left(\frac{\ln(x)-\mu}{\sigma}\right), \text{ où }$	$e^{\mu + \sigma\Phi^{-1}(u)}$	$e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$	$e^{2\mu + \sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1)$	N/A
Loi exponentielle $X \sim Exp(\lambda)$ *Cas spécifique de la loi gamma où $(\alpha, \lambda) = (1, \lambda)$	$\begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, x > 0, \lambda > 0 \\ 0, ailleurs \end{cases}$	$1 - e^{-\lambda x}, x > 0$	$-\frac{\ln(1-u)}{\lambda}, 0 < u \leq 1$ *Dans les notes de cours de JP	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{\lambda}{\lambda - t}, t < \lambda$
Loi gamma $X \sim Gamma(\alpha, \lambda)$	$\begin{cases} \frac{\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}}{\Gamma(\alpha)}, x > 0, \alpha > 0, \lambda > 0 \\ 0, ailleurs \end{cases}$ Où $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ (fonction gamma)	$\frac{\Gamma(\alpha; \lambda x)}{\Gamma(\alpha)},$ $x > 0, \alpha > 0, \lambda > 0$ Où $\Gamma(\alpha; \lambda x) = \int_0^x y^{\alpha-1} e^{-y} dy$ (fonction gamma incomplète) <u>Pour α entier utiliser :</u> $1 - \sum_{k=0}^{\alpha-1} \frac{(\lambda x)^k e^{-\lambda x}}{k!}$	$\frac{\alpha}{\lambda}$	$\frac{\alpha}{\lambda^2}$	$\left(\frac{\lambda}{\lambda - t}\right)^\alpha, t < \lambda$	
Loi khi-carré $X \sim \chi^2(n)$ *Cas spécifique de la loi gamma où $(\alpha, \lambda) = \left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right)$	$\begin{cases} \frac{\frac{n}{2}^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma(\frac{n}{2})}, x > 0, n \in N^+ \\ 0, ailleurs \end{cases}$	$\frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}; \frac{x}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}, x > 0, n \in N^+$	n	2n	$\left(\frac{1}{1-2t}\right)^{\frac{n}{2}}, t < \frac{1}{2}$	
Loi Bêta $X \sim B\grave{e}ta(\alpha, \beta)$	$\begin{cases} \frac{x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1}}{B(\alpha, \beta)}, 0 < x < 1, \alpha > 0, \beta > 0 \\ 0, ailleurs \end{cases}$ Où $B(\alpha, \beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} dx$ $= \frac{\Gamma(\alpha) \Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha + \beta)}$ (fonction bêta)	$\frac{B(x; \alpha, \beta)}{B(\alpha, \beta)}$ Où $B(x; \alpha, \beta) = \int_0^x y^{\alpha-1}(1-y)^{\beta-1} dy$ (fonction bêta incomplète)	$\frac{\alpha}{\alpha + \beta}$	$\frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)}$	***voir note plus bas (ça rentre pas cette affaire-là!!)	

Note importante et remarque sur **loi continue** :

Distribution d'une fonction d'une variable aléatoire continue :

- $f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right|$

Loi exponentielle :

- Propriété multiplicative : $P(X > s + t) = P(X > s)P(X > t)$
- Propriété sans mémoire : $P(X > s + t | X > t) = P(X > s)$

Loi Gamma :

- $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)\Gamma(\alpha - 1)$
- $\Gamma(n) = (n - 1)!$

Loi Bêta :

- $M_X(t) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{t^k}{k!} \prod_{j=0}^{k-1} \frac{\alpha+j}{\alpha+\beta+j}$