

## Densité marginale

**Définition** (Densités marginales). Si  $f(x, y)$  est continue, les densités marginales de  $X$  et  $Y$  sont données par :

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \quad \text{et} \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$

**Définition** (Fonction de répartition marginale). La fonction de répartition marginale est déduite de la fonction de répartition conjointe de  $X$  et  $Y$  comme suit

$$\begin{aligned} F_X(a) &= P\{X \leq a\} = \{X \leq a, Y < \infty\} & F_Y(b) &= P\{Y \leq b\} = \{X < \infty, Y \leq b\} \\ &= \lim_{b \rightarrow \infty} F(a, b) = F(a, \infty) & &= \lim_{a \rightarrow \infty} F(a, b) = F(\infty, b) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P\{a_1 < X \leq a_2, b_1 < Y \leq b_2\} &= F(a_2, b_2) + F(a_1, b_1) - F(a_1, b_2) - F(a_2, b_1) \\ P\{X > a, Y > b\} &= 1 - F_X(a) - F_Y(b) + F(a, b) \end{aligned}$$

Soit  $f(x) = f_{X(1), X(2), \dots, X(n)}$  la fonction de densité conjointe de  $X(1), X(2), \dots, X(n)$ , alors la densité marginale de  $X(j)$  est :

$$\begin{aligned} f_{X(j)}(x) &= \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \cdots \int_{-\infty}^{\infty}}_{(n-1) \text{ fois}} f(x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_{j-1} dx_{j+1} \cdots dx_n \\ &\stackrel{ou}{=} \binom{n}{j-1, n-j, 1} \left( (F(x))^{j-1} (1 - F(x))^{n-j} f(x) \right) \end{aligned}$$

## Changement de variables multidimensionnelles

Soient des variables aléatoires conjointement continues de densité, on considère la transformation :

$$\begin{aligned} g : \mathbb{R}^n &\longrightarrow \mathbb{R}^n \\ (X_1, X_2, \dots, X_n) &\longmapsto (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) \text{ avec} \\ &\begin{aligned} Y_1 &= g_1(X_1, X_2, \dots, X_n) \\ Y_2 &= g_2(X_1, X_2, \dots, X_n) \\ &\vdots \\ Y_n &= g_n(X_1, X_2, \dots, X_n) \end{aligned} \end{aligned}$$

1. En supposant que la transformation est un bijective, alors l'on résout par rapport à  $x_1, x_2, \dots, x_n$  le système d'équation :

$$\begin{cases} y_1 = g_1(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ y_2 = g_2(x_1, x_2, \dots, x_n) \\ \vdots \\ y_n = g_n(x_1, x_2, \dots, x_n) \end{cases} \xRightarrow{\text{les solutions}} \begin{cases} x_1 = h_1(y_1, y_2, \dots, y_n) \\ x_2 = h_2(y_1, y_2, \dots, y_n) \\ \vdots \\ x_n = h_n(y_1, y_2, \dots, y_n) \end{cases}$$

2. Les fonctions  $g_1, g_2, \dots, g_n$  sont continument dérivables et de jacobien partout non nul :

$$J(x_1, x_2, \dots, x_n) = \det \left( \left( \frac{\partial g_i(x_1, x_2, \dots, x_n)}{\partial x_j} \right)_{1 \leq i, j \leq n} \right) \neq 0$$

Sous ces conditions, les variables  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  sont conjointement continues et de densité :

$$f_{Y_1, Y_2, \dots, Y_n}(y_1, y_2, \dots, y_n) = f_{X_1, X_2, \dots, X_n}(x_1, x_2, \dots, x_n) |J(x_1, x_2, \dots, x_n)|^{-1}$$

	Discret	Continu
Densité conjointe	$p(x, y) = P\{X = x, Y = y\}$	$P\{(X, Y) \in C\} = \iint_{(x,y) \in C} f(x, y) dx dy$
Fonction de répartition conjointe	$F(a, b) = \sum_{\substack{x \leq a \\ y \leq b}} p(x, y)$	$F(a, b) = \int_{-\infty}^a \int_{-\infty}^b f(x, y) dy dx$
Densités marginales	$p_X(x) = P\{X = x\} = \sum_{y: p(x,y) > 0} p(x, y)$	$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$
Distribution conjointe de plusieurs variables aléatoires	$p(n_1, n_2, \dots, n_r) = P(X_1 = n_1, X_2 = n_2, \dots, X_r = n_r)$	$P\{(X_1, X_2, \dots, X_n) \in C\} = \int \int \dots \int_{(x_1, x_2, \dots, x_n) \in C} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n$
Somme de variables aléatoires indépendantes	$p_{X+Y}(n) = \sum_{k=0}^n p_X(n-k) p_Y(k) := p_X * p_Y(n)$	$\begin{cases} F_{X+Y}(a) = P\{X + Y \leq a\} = \int_{-\infty}^{\infty} F_X(a-y) f_Y(y) dy \\ f_{X+Y}(a) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(a-y) f_Y(y) dy := f_X * f_Y(a) \end{cases}$
Distributions conditionnelles	$\begin{cases} p_{X Y}(x, y) = P\{X = x   Y = y\} = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)} \\ F_{X Y}(x, y) = P\{X \leq x   Y = y\} = \sum_{a \leq x} P_{X Y}(a, y) \end{cases}$	$f_{X Y}(x, y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$
Convolution	$P_{X+Y}(n) = \sum_{k=0}^n p_X(n-k) p_Y(k) = p_X * p_Y(n)$	$f_{X+Y}(a) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(a-y) f_Y(y) dy = f_X * f_Y(a)$

Variable Aléatoire Discrète et Continue				
Nom	Formule	Espérance (Moyenne)	Variance	Notation
Bernoulli	$\begin{cases} P(X=1)=p \\ P(X=0)=1-p \end{cases}$	$p$	$p(1-p)$	
Binomiale	$P\{X=i\} = \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}$	$np$	$np(1-p)$	$X \sim B(n, p)$
Binomiale négative	$P\{X=n\} = \binom{n-1}{r-1} p^r (1-p)^{n-r}$	$\frac{r}{p}$	$\frac{r(1-p)}{p^2}$	$X \sim Bn(r, p)$
Poisson <sup>1</sup>	$P\{X=i\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$	$\lambda$	$\lambda$	$X \sim Po(\lambda)$
Géométrique	$P\{X=n\} = (1-p)^{n-1} p$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$X \sim Geom(p)$
Hypergéométrique <sup>2</sup>	$P\{X=i\} = \frac{\binom{m}{i} \binom{N-m}{n-i}}{\binom{N}{n}}$	$np$	$np(1-p) \frac{N-n}{N-1}$	$X \sim Hpg(n, N, m)$
Uniforme	$P\{a \leq X \leq b\} = \frac{b-a}{\beta-\alpha}$	$\frac{\beta+\alpha}{2}$	$\frac{(\beta-\alpha)^2}{12}$	$X \sim Unif(\alpha, \beta)$
Normale <sup>3</sup>	$P\{X \leq a\} = P\left\{\frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{a-\mu}{\sigma}\right\}$	$\mu$	$\sigma^2$	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$
Exponentielle <sup>4</sup>	$P\{X \leq a\} = 1 - e^{-\lambda a}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$X \sim Exp(\lambda)$
Gamma <sup>5</sup>	$P\{T_n \leq t\} = \sum_{j=n}^{\infty} \frac{e^{-\lambda t} (\lambda t)^j}{j!}$	$\frac{s}{\lambda}$	$\frac{s}{\lambda^2}$	$T_n \sim Gam(n, p)$

### Fonction de densité

Nom	Formule
Exponentielle	$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & , x \geq 0 \\ 0 & , x < 0 \end{cases}$
Gamma	$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda e^{-\lambda x} (\lambda x)^{s-1}}{\Gamma(x)} & , x \geq 0 \\ 0 & , x < 0 \end{cases}$
Uniforme	$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta-\alpha} & , \alpha < x < \beta \\ 0 & sinon \end{cases}$
Normale	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} , x \in \mathbb{R}$

3. Approximation poissonnienne de lois binomiales : Si  $n$  est grand et si  $p$  est petit, alors  $B(n, p) \approx Po(\lambda)$

Processus de Poisson (3 conditions) :  $P(N(t)=k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda t}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda t}{n}\right)^{n-k} \approx e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^k}{k!}$ ,  $N(t) = \lambda t$

4.  $n$  : sous-ensemble de la population,  $N$  : population,  $m$  : ensemble ayant une caractéristique (indistinguable entre eux)

5. Variable normale centrée réduite

6. Taux de panne :  $\lambda(t) = \frac{f(t)}{(1-F(t))}$  tel que  $F(t) = 1 - \exp\left(-\int_0^t \lambda(t) dt\right)$

7. Fonction Gamma :  $\Gamma(s) = \int_0^{\infty} e^{-y} y^{s-1} dy$  tel que  $\forall n \in \mathbb{N}, \Gamma(n) = (n-1)!$

Si  $s = n$  entier, la loi gamma de paramètres  $(n, \lambda)$  décrit le temps d'attente avant la  $n$ -ième apparition du phénomène. Notons  $T_n$  l'heure à laquelle le  $n$ -ième événement se produit et  $N(t)$  le nombre d'événements dans l'intervalle  $[0, t]$