

Chapitre 3

Variables aléatoires

Sommaire

1. Introduction.....	3
2. Variables aléatoires discrètes.....	4
2.1. Définition.....	4
2.2. Loi de probabilité.....	4
2.3. Fonction de répartition.....	5
3. Variables aléatoires continues.....	7
3.1. Définition.....	7
3.2. Fonction densité de probabilité.....	7
3.3. Fonction de répartition.....	8
4. Espérance et variance.....	11
4.1. Espérance mathématique.....	11
<i>4.1.1. Variables aléatoires discrètes.....</i>	<i>12</i>
<i>4.1.2. Variables aléatoires continues.....</i>	<i>12</i>
<i>4.1.3. Propriétés de l'espérance.....</i>	<i>13</i>
4.2. Variance.....	14
<i>4.2.1. Variables aléatoires discrètes.....</i>	<i>14</i>
<i>4.2.2. Variables aléatoires continues.....</i>	<i>15</i>
<i>4.2.3. Propriétés de la variance.....</i>	<i>15</i>
5. Couples de variables aléatoires.....	15

5.1. Loi jointe.....	15
5.2. Indépendance entre variables aléatoires.....	17
5.3. Covariance et corrélation.....	18
5.4. Opérations sur les variables aléatoires.....	19
5.5. Généralisation à n variables aléatoires.....	20

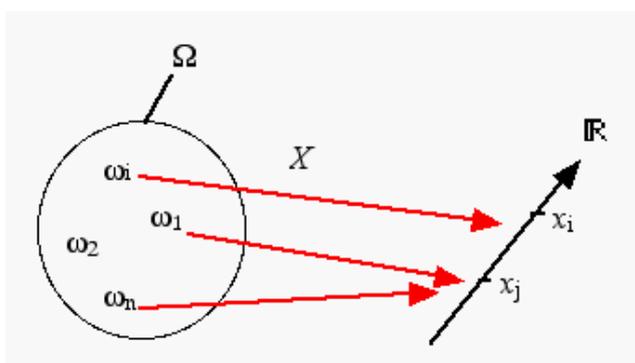
1. Introduction

Dans la plupart des **phénomènes aléatoires**, le résultat d'une **épreuve** peut se traduire par une « grandeur » mathématique, très souvent représentée par un nombre entier ou un nombre réel. La notion mathématique qui représente efficacement ce genre de situation concrète est celle de **variable aléatoire** (notée également v.a.). Ainsi le temps de désintégration d'un atome radioactif, le pourcentage de réponses « oui » à une question posée dans un sondage ou le nombre d'enfants d'un couple sont des exemples de variables aléatoires.

Remarque : On se limitera ici au cas des variables aléatoires **réelles** (les entiers faisant bien sûr partie des réels).

Etant donné un **espace probabilisé** d'espace fondamental Ω et de mesure de probabilité P , on appelle **variable aléatoire** sur cet espace, toute **application** X de Ω dans \mathbb{R} telle que :

$$\begin{aligned} X: \quad \Omega &\rightarrow \mathbb{R} \\ \omega &\rightarrow X(\omega) \end{aligned}$$



A chaque évènement élémentaire ω de Ω correspond un nombre réel x associé à la variable aléatoire X . Comme l'indique le graphe, il n'y a pas obligatoirement autant de valeurs possibles prises par la variable aléatoire X que d'évènements élémentaires. La valeur x correspond à la **réalisation** de la variable X pour l'évènement élémentaire ω .

Exemple :

Si l'on considère la constitution d'une fratrie de deux enfants, l'espace fondamental est constitué des évènements élémentaires suivant :

$$\Omega = \{GG, GF, FG, FF\}$$

Les valeurs possibles prises par la variable aléatoire X , « nombres de fille dans la famille » sont : $X(\Omega) = \{0, 1, 2\}$

2 Variables aléatoires discrètes

2.1 Définition

Une variable aléatoire est dite **discrète** si elle ne prend que des **valeurs discontinues** dans un intervalle donné (borné ou non borné). L'ensemble des nombres entiers est discret. En règle générale, toutes les variables qui résultent d'un **dénombrement** ou d'une **numération** sont de type discrètes.

Exemples :

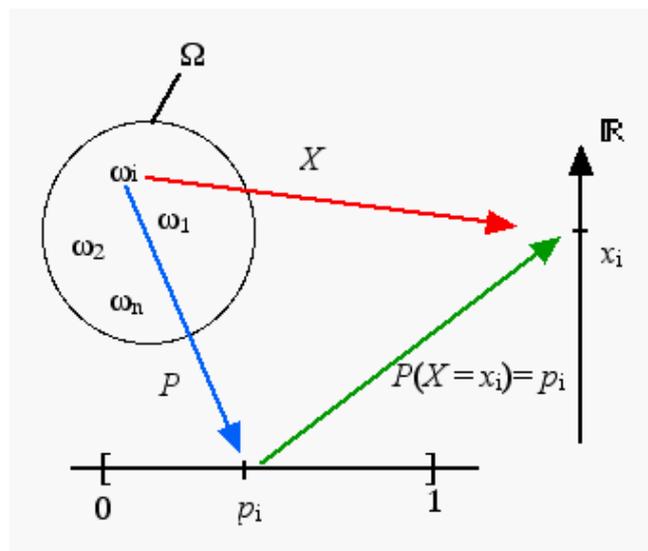
Les variables aléatoires,

- le nombre de petits par portée pour une espèce animale donnée (chat, marmotte, etc),
- le nombre de bactéries dans 100 ml de préparation,
- le nombre de mutations dans une séquence d'ADN de 10 kb,
- etc...

sont des **variables aléatoires discrètes**.

2.2 Loi de probabilité

Une variable aléatoire est caractérisée par l'ensemble des valeurs qu'elle peut prendre et par l'expression mathématique de la probabilité de ces valeurs. Cette expression s'appelle **la loi de probabilité** (ou **distribution de probabilité**) de la variable aléatoire.



La loi de probabilité d'une **variable aléatoire discrète** est entièrement déterminée par les probabilités p_i des évènements $\{X = x_i\}$, x_i parcourant l'univers image $X(\Omega)$. La **loi de probabilité** est donnée par les $(x_i, p_i)_i$.

Remarque : Afin de simplifier l'écriture, nous noterons pour la suite du cours :

$$P(\{X = x_i\}) \text{ équivalent à } P(X=x_i) \text{ ou } p_i$$

Exemple :

Dans le cas de la constitution d'une fratrie de deux enfants, si l'on fait l'hypothèse que la probabilité d'avoir un garçon est égale à celle d'avoir une fille (1/2), alors la distribution de probabilité ou **loi de probabilité du nombre de filles** dans une fratrie de deux enfants est :

Ensemble des évènements possibles Ω	Valeurs de la variable aléatoire X	Probabilités associées à la variable X $P(X=x_i)$ ou p_i
G et G	0	1/4
F et G ou G et F	1	1/2
F et F	2	1/4

Si $P(F)=P(G)=1/2$, alors

(1) $P[(F \cap G) \cup (G \cap F)] = P(F \cap G) + P(G \cap F)$
avec $(F \cap G) \cap (G \cap F) = \emptyset$ évènements incompatibles

[Propriétés d'additivité](#)

(2) $P(F \cap G) = P(F)P(G)$
d'où $P[(F \cap G) \cup (G \cap F)] = P(X=1) = (1/2 \times 1/2) + (1/2 \times 1/2) = 1/2$

[Propriété d'indépendance](#)

Remarque : Une loi de probabilité n'est établie que si $\sum_i p_i = 1$, la somme étant étendue à tous les indices i .

2.3 Fonction de répartition

On appelle [fonction de répartition](#) d'une variable aléatoire X , la fonction F_X telle que :

$$F_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

$$t \rightarrow F_X(t) = P(X < t)$$

Concrètement la fonction de répartition correspond à la **distribution des probabilités cumulées**. Le plateau atteint par la fonction de répartition correspond à la valeur de probabilité 1 car $\sum_i p_i = 1$.

L'importance pratique de la fonction de répartition est qu'elle permet de calculer la probabilité de tout intervalle dans \mathbb{R} .

Les **propriétés** associées à la fonction de répartition sont les suivantes :

Soit F_X la fonction de répartition d'une **variable aléatoire discrète** X alors :

(P₁) $\forall t \in \mathbb{R} \quad 0 \leq F_X(t) \leq 1$

(P₂) F_X est croissante sur \mathbb{R}

(P₃) $\lim_{t \rightarrow -\infty} F_X(t) = 0$ et $\lim_{t \rightarrow +\infty} F_X(t) = 1$

(P₄) si $a \leq b$ $P(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a)$

Voici pourquoi :

(P₁) résulte de la définition d'une probabilité

(P₂) si $a \leq b$, alors $\{X < a\} \subset \{X < b\}$ donc $P(X < a) \leq P(X < b)$ voir [inclusion](#)

(P₃) même raison que pour P₁

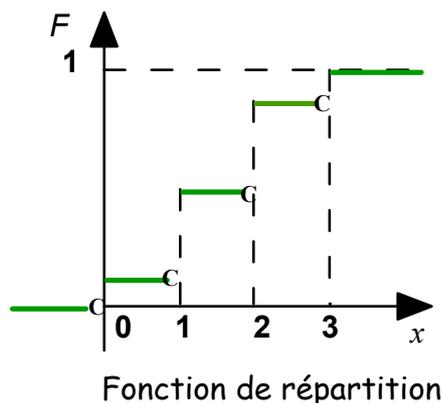
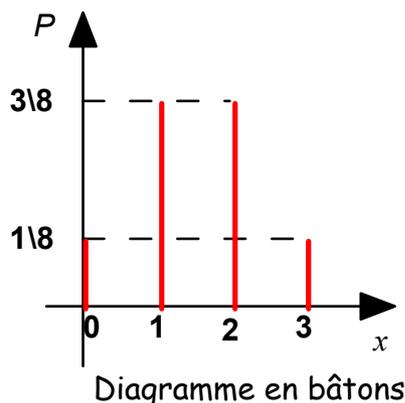
(P₄) $\{X < b\} = \{a \leq X \leq b\} \cup \{X < a\}$ ainsi $F_X(b) = P(a \leq X \leq b) + F_X(a)$

Exemple :

On considère l'évènement ω « lancer de 3 pièces ». On introduit une variable aléatoire X définie par $X(\omega)$ « nombre de piles de l'évènement ω ». La loi de probabilité de X est :

Nombre de piles	$P(X = x_i)$	F_X
0	1/8	1/8
1	3/8	4/8
2	3/8	7/8
3	1/8	1

Dans le cas d'une variable aléatoire discrète, on utilise un [diagramme en bâtons](#) pour visualiser la **distribution de probabilités** et une fonction en escalier pour **la fonction de répartition**.



3 Variables aléatoires continues

3.1. Définition

Une variable aléatoire est dite **continue** si elle peut prendre **toutes les valeurs** dans un intervalle donné (borné ou non borné). En règle générale, toutes les variables qui résultent d'une **mesure** sont de type continu.

Exemples :

Les variables aléatoires,

- le masse corporelle des individus pour une espèce animale donnée,
- taux de glucose dans le sang,
- etc.

sont des **variables aléatoires continues**.

3.2. Fonction densité de probabilité

Dans le cas d'une **variable aléatoire continue**, la loi de probabilité associe une probabilité à chaque ensemble de valeurs définies **dans un intervalle donné**. En effet, pour une variable aléatoire continue, la probabilité associée à l'évènement $\{X = a\}$ est nulle, car il est impossible d'observer exactement cette valeur.

On considère alors la probabilité que la variable aléatoire X prenne des valeurs comprises dans un intervalle $[a, b]$ tel que $P(a \leq X \leq b)$.

Lorsque cet intervalle tend vers 0, la valeur prise par X tend alors vers une fonction que l'on appelle **fonction densité de probabilité** ou **densité de probabilité**.

On appelle **densité de probabilité** toute application continue par morceaux :

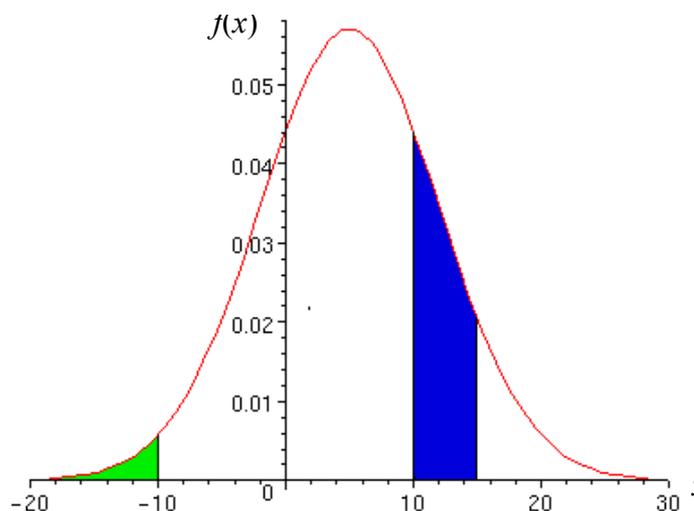
$$f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

$$x \rightarrow f(x)$$

telle que :

(P₁) $\forall x \in \mathbb{R} \quad f(x) \geq 0$

(P₂) $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$ (en supposant que $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx$ existe)



Soit une **fonction densité de probabilité** $f(x)$:

(1) l'aire hachurée **en vert** correspond à la probabilité

$$P(X < -10)$$

(2) l'aire hachurée **en bleu** correspond à la probabilité

$$P(+10 < X < +15)$$

Remarque : Cette fonction densité de probabilité est une loi de probabilité car l'aire sous la courbe est égale à 1 pour toutes les valeurs de x définies.

Réciproquement :

Une variable aléatoire X définie sur un univers Ω est dite **absolument continue**, s'il existe une **fonction densité de probabilité** f telle que :

$$\forall t \in \mathbb{R} \quad P(X < t) = \int_{-\infty}^t f(x) dx$$

(voir graphe ci-dessus).

3.3. Fonction de répartition

Si comme pour les variables aléatoires discrètes, on définit la **fonction de répartition** de X par :

$$F_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

$$t \mapsto F_X(t) = P(X < t)$$

alors la relation entre la **fonction de répartition** F_X et la fonction **densité de probabilité** $f(x)$ est la suivante :

$$\forall t \in \mathbb{R} \quad F_X(t) = P(X < t) = \int_{-\infty}^t f(x) dx$$

La fonction de répartition $F_X(t)$ est **la primitive** (voir cours d'analyse) de la fonction densité de probabilité $f(x)$, et permet d'obtenir les probabilités associées à la variable aléatoire X , en effet :

Soit X une **variable aléatoire absolument continue** de densité f et de fonction de répartition F_X , alors :

$$(P_1) \quad P(a \leq X \leq b) = F_X(b) - F_X(a) = \int_a^b f(x) dx \quad \text{avec } a < b$$

$$(P_2) \quad \forall a \in \mathbb{R} \quad P(X = a) = 0 \quad \text{si } f \text{ est continue à droite du point } a.$$

Voici pourquoi :

$$(P_1) \quad P(a \leq X \leq b) = P(X < b) - P(X < a) = F_X(b) - F_X(a)$$

$$\text{d'où} \quad \int_{-\infty}^b f(x) dx - \int_{-\infty}^a f(x) dx = \int_a^b f(x) dx$$

(P₂) Si f est continue sur un intervalle de la forme $[a, a+h]$ avec $h \rightarrow 0^+$ alors,

$$P(a \leq X \leq a+h) = \int_a^{a+h} f(x) dx = h f(a+\theta h) \quad \text{avec } (0 < \theta < 1)$$

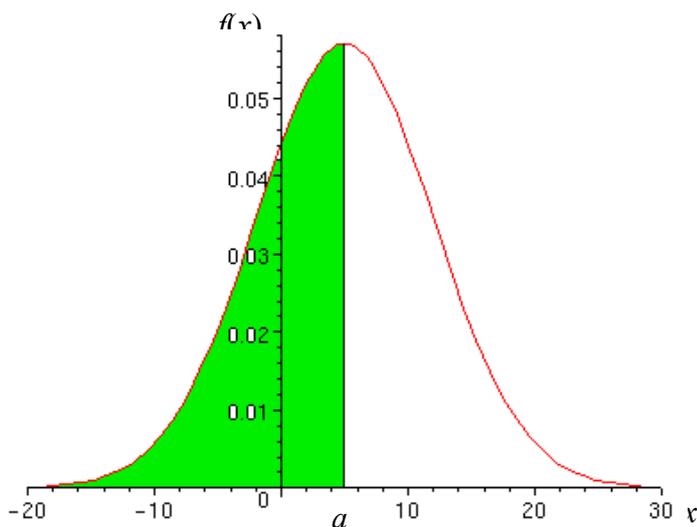
(théorème des accroissements finis)

Ainsi lorsque $h \rightarrow 0^+$: $f(a+\theta h) \rightarrow f(a)$ et $h f(a+\theta h) \rightarrow 0$

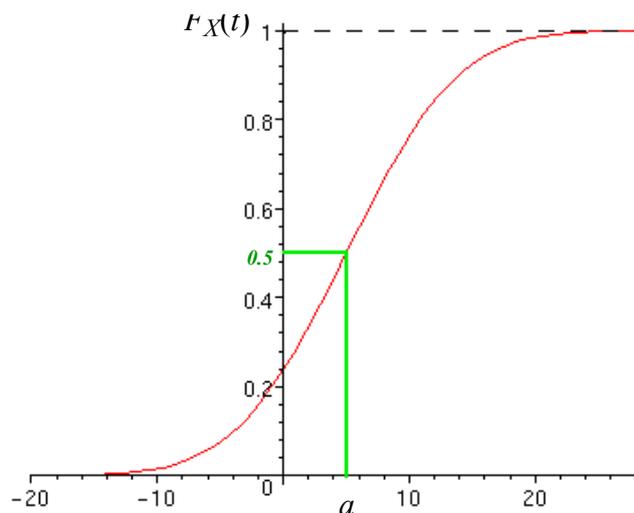
d'où $P(a \leq X \leq a+h) \rightarrow P(X = a) = 0$

Remarque : La propriété P₂ implique que $P(X \leq t) = P(X < t)$.

La **fonction de répartition** correspond aux **probabilités cumulées** associées à la variable aléatoire continue sur l'intervalle d'étude (graphe ci-dessous).



Fonction densité de probabilité $f(x)$



Fonction de répartition F_X

L'aire **hachurée en vert** sous la courbe de la fonction densité de probabilité correspond à la probabilité $P(X < a)$ et vaut **0,5** car ceci correspond exactement à la moitié de l'aire totale sous la courbe. Cette probabilité correspond à la valeur de la fonction de répartition au **point d'inflexion de la courbe** (voir cours analyse).

Les **propriétés** associées à la fonction de répartition sont les suivantes :

Soit F_X la fonction de répartition d'une variable aléatoire **absolument continue** X alors :

(P₁) F_X est continue sur \mathbb{R} , dérivable en tout point où f est continue et alors $F_X' = f$

(P₂) F_X est croissante sur \mathbb{R}

(P₃) F_X est à valeurs dans $[0,1]$

(P₄) $\lim_{t \rightarrow -\infty} F_X(t) = 0$ et $\lim_{t \rightarrow +\infty} F_X(t) = 1$

Voici pourquoi :

(P₁) résulte de la relation suivante $F_X(t) = \int_{-\infty}^t f(x) dx$

(P₂) $F_X' = f$ est donc positive sur \mathbb{R}

(P₃) Evident

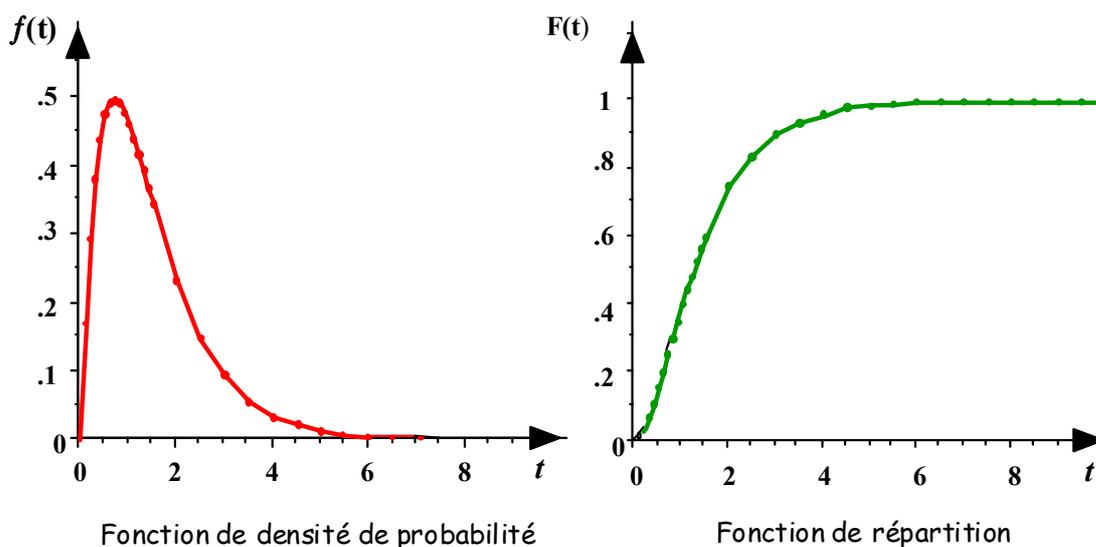
(P₄) $\int_{-\infty}^t f(x) dx$ tend vers 0 quand $t \rightarrow -\infty$

Exemple :

Dans une population de **canards colverts**, lors d’une alerte, l’ensemble des individus quittent leur lieu de repos. Ainsi à $t = 0$, la surface de l’étang est déserte et la probabilité qu’un canard regagne l’étang entre les temps t_1 et t_2 (en minutes) est donnée par :

$$\int_{t_1}^{t_2} f(t)dt \text{ avec } f(t) = 2e^{-t} - 2e^{-2t} \text{ qui représente la fonction } \textbf{densité de probabilité}.$$

La primitive de $f(t)$, $F_T(t)$, **fonction de répartition** est de la forme :



L’évolution de la recolonisation de l’étang par les *canards colverts* en fonction du temps est donnée par la **courbe rouge**. On observe ainsi que plus de 50 % des canards se posent sur l’étang au cours des 2 premières minutes qui suivent l’alerte. Au bout de 7 minutes, tous les canards ont regagné l’étang. La distribution des probabilités cumulées est donnée sur la **courbe verte**.

4. *Espérance et Variance*

Une loi de probabilité peut être caractérisée par certaines valeurs typiques correspondant aux notions de valeur centrale, de dispersion et de forme de distribution.

4.1. *Espérance mathématique*

L’espérance d’une variable aléatoire $E(X)$ correspond à la moyenne des valeurs possibles de X pondérées par les probabilités associées à ces valeurs. C’est un paramètre de position qui correspond au moment d’ordre 1 de la variable aléatoire X . C’est l’équivalent de la moyenne

arithmétique \bar{X} . En effet lorsque le nombre d'épreuves n est grand, \bar{X} tend vers $E(X)$ (voir estimation).

4.1.1. Variables aléatoires discrètes

Si X est une **variable aléatoire discrète** définie sur un univers probabilisé Ω , on appelle espérance de X , le réel défini par :
$$E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega)P(\omega)$$

Remarque : Si $X(\Omega)$ est infini, on n'est pas sûr que l'espérance existe. L'espérance mathématique est également notée $\mu(X)$, μ_x ou encore μ si aucune confusion n'est à craindre.

Nous pouvons donner une autre définition de l'espérance d'une **variable aléatoire discrète** X si à $\omega \in \Omega$, on associe l'image x telle que $X(\omega) = x$.

Théorème :

Si X est une **variable aléatoire discrète** de loi de probabilité $(x_i, p_i)_i$ défini sur un nombre fini (n) d'évènements élémentaires alors :

$$E(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

Exemples :

Si l'on reprend l'exemple d'une fratrie de deux enfants, l'espérance de la variable aléatoire « nombre de filles » est :

$$E(X) = 0 * 1/4 + 1 * 1/2 + 2 * 1/4 = 1 \text{ d'où } E(X) = 1$$

Si l'on observe un nombre suffisant de fratries de 2 enfants, on attend **en moyenne une fille** par fratrie.

4.1.2. Variables aléatoires continues

Si X est une **variable aléatoire absolument continue** de densité f , on appelle **espérance** de X , le réel $E(X)$, défini par :
$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$$
 si cette intégrale est convergente.

Exemple :

Si on reprend l'exemple de la recolonisation de l'étang par les canards colverts, la durée moyenne pour la recolonisation est :

$$E(T) = \int_0^{+\infty} t f(t) dt = \int_0^{+\infty} t(2e^{-t} - 2e^{-2t}) dt = \mathbf{3/2} \quad (\text{voir } \underline{\text{Résultat}})$$

Sous ce modèle, la **durée moyenne de recolonisation** pour l'ensemble de la population de canards colverts est de **1,5 minutes**.

Remarque : Dans cet exemple, la variable étudiée t ne peut prendre que des valeurs dans $[0, +\infty[$

4.1.3. Propriétés de l'espérance

Les propriétés de **l'espérance** valent aussi bien pour une variable aléatoire discrète ou une variable aléatoire absolument continue.

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur un même univers Ω , admettant une espérance, alors :

$$(P_1) \quad E(X+Y) = E(X) + E(Y)$$

$$(P_2) \quad E(aX) = aE(X) \quad \forall a \in \mathbb{R}$$

$$(P_3) \quad \text{Si } X \geq 0 \text{ alors } E(X) \geq 0$$

$$(P_4) \quad \text{Si } X \text{ est un caractère constant tel que : } \forall \omega \in \Omega \quad X(\omega) = k \text{ alors } E(X) = k$$

Remarque : Dans le cas continu, $E(X+Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x+y) f(x,y) dx dy$. La propriété P_1 est vérifiée quel que soient les relations de dépendance ou d'indépendance statistique entre les deux variables.

Voici pourquoi :

Nous démontrerons les propriétés dans le cas de deux variables aléatoires discrètes avec p_i , la probabilité de réalisation de $\{X = x_i\}$ et $\{Y = y_i\}$ et n événements élémentaires.

$$(P_1) \quad E(X+Y) = \sum_{i=1}^n (x_i + y_i) p_i = \sum_{i=1}^n x_i p_i + \sum_{i=1}^n y_i p_i = E(X) + E(Y)$$

$$(P_2) \quad E(aX) = \sum_{i=1}^n (ax_i) p_i = a \sum_{i=1}^n x_i p_i = aE(X)$$

(P₃) $X \geq 0$ implique que $\forall \omega \in \Omega \quad X(\omega) \geq 0$ et comme une probabilité est toujours positive, $E(X) \geq 0$.

$$(P_4) \quad E(X) = \sum_{i=1}^n k p_i = k \sum_{i=1}^n p_i = k \text{ car par définition } \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

Nous verrons les applications directes de ces propriétés dans le cadre des opérations sur les variables aléatoires.

4.2. Variance

La **variance** d'une variable aléatoire $V(X)$ est l'espérance mathématique du carré de l'écart à l'espérance mathématique. C'est un paramètre de dispersion qui correspond au **moment centré** d'ordre 2 de la variable aléatoire X . C'est l'équivalent de la **variance observée** S^2 . En effet lorsque le nombre d'épreuves n est grand, S^2 tend vers $V(X)$ (voir **estimation**).

Si X est une variable aléatoire ayant une espérance $E(X)$, on appelle **variance** de X le réel :

$$V(X) = E([X - E(X)]^2)$$

Autre notation : $V(X) = E([X - E(X)]^2)$

$$V(X) = E(X^2 - 2XE(X) + E(X)^2)$$

$$V(X) = E(X^2) - 2E[XE(X)] + E[E(X)^2]$$

$$V(X) = E(X^2) - 2E(X)^2 + E(X)^2 = E(X^2) - E(X)^2$$

Propriétés P₁ de l'**espérance**

Propriétés P₄ de l'**espérance**

$$V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$$

Remarque : Si $X(\Omega)$ est infini, il n'est nullement évident que $V(X)$ existe. De plus comme $[X - E(X)]^2 \geq 0$ nécessairement $V(X) \geq 0$. Par définition, une **variance est toujours positive**. La variance est également notée σ^2 si aucune confusion n'est à craindre.

Si X est une variable aléatoire ayant une variance $V(X)$, on appelle **écart-type** de X ,

le réel :

$$\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$$

Remarque : L'écart-type permet de disposer d'un paramètre de dispersion qui s'exprime dans les **mêmes unités** que la variable aléatoire elle-même.

Le terme « écart-type » se traduit en anglais par le faux-ami « standard deviation ».

4.2.1. Variables aléatoires discrètes

Si X est une variable aléatoire **discrète** de loi de probabilité $(x_i, p_i)_i$ définie sur un nombre fini (n) d'évènements élémentaires alors la variance est égale à :

$$V(X) = \sum_{i=1}^n (x_i - E(X))^2 p_i = \sum_{i=1}^n x_i^2 p_i - E(X)^2$$

Exemple :

Si l'on reprend l'exemple d'une [fratrie de deux enfants](#), la variance de la variable aléatoire « nombre de filles » est :

$$V(X) = 1/4 (0-1)^2 + 1/2 (1-1)^2 + 1/4 (2-1)^2 = 1/2$$

$$V(X) = \mathbf{1/2} \text{ et } \sigma(X) = \mathbf{0,7}$$

4.2.2. Variables aléatoires continues

Si X est une variable aléatoire **continu**e donnée par sa densité de probabilité alors la variance de X est le nombre réel positif tel que :

$$V(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(X))^2 f(x) dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f(x) dx - E(X)^2$$

Exemple :

Dans le cadre de la recolonisation de l'étang par la population de canard colvert, la variance de la loi de probabilité est :

$$V(T) = \int_0^{+\infty} (t - E(T))^2 f(t) dt = \mathbf{5/4} \text{ avec } \sigma = \mathbf{1,12} \text{ (voir [Résultat](#))}$$

4.2.3. Propriétés de la variance

Si X est une variable aléatoire admettant une variance alors :

$$(P_1) \quad \forall a \in \mathbb{R}, \quad V(aX) = a^2 V(X)$$

$$(P_2) \quad \forall (a, b) \in \mathbb{R}, \quad V(aX + b) = a^2 V(X)$$

$$(P_3) \quad V(X) = 0 \Leftrightarrow X = E(X)$$

Il est possible d'exprimer la variance en fonction du [moment](#) d'ordre 1 (m_1) et du moment d'ordre 2 (m_2). La variance correspond au [moment centré](#) d'ordre 2.

$$V(X) = E([X - E(X)]^2) = E(X^2) - E(X)^2 \quad \text{\textbf{Démonstration}}$$

$$\text{d'où } V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = m_2 - m_1^2$$

5. Couples de variables aléatoires**5.1. Loi jointe**

Les définitions portant sur **la loi jointe** entre deux variables aléatoires X et Y impliquent que ces dernières soient définies sur **le même espace fondamental** Ω . Si X et Y sont définies

respectivement sur les espaces fondamentaux Ω_1 et Ω_2 , alors il faut envisager un espace qui englobe Ω_1 et Ω_2 appelé « **espace-produit** ».

Il suffit alors de connaître la **loi jointe** des deux variables aléatoires ou **loi de probabilité du couple** (X,Y) , la fonction définie par :

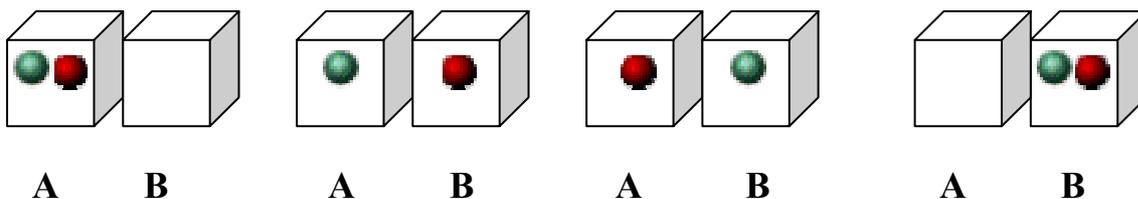
$$x,y \rightarrow p_{xy} = P((X=x) \text{ et } (Y=y)) \quad \text{dans le cas } \mathbf{discret}$$

Dans le cas **continu**, $p_{xy} = P((x_a < X < x_b) \text{ et } (y_c < Y < y_d))$ permet de définir la probabilité pour que (X,Y) soit dans un rectangle.

Remarque : Ceci peut être généralisé à un nombre quelconque de variables aléatoires.

Exemple :

On place au hasard deux billes rouge et verte dans deux boîtes A et B. On note X , la variable aléatoire « nombre de billes dans la boîte A » et Y , la variable aléatoire « nombre de boîtes vides ».



Les **distributions de probabilités** associées à chacune des variables X et Y ainsi que celle de la **loi jointe** sont indiquées ci-dessous. Pour chaque loi, la valeur de l'espérance et de la variance est également indiquée.

Variable X : $X(\Omega) = \{0,1,2\}$
 $E(X) = 1$ $V(X) = 1/2$

x_i	0	1	2
p_i	1/4	1/2	1/4

Variable Y : $Y(\Omega) = \{0,1\}$
 $E(Y) = 1/2$ $V(Y) = 1/4$

y_j	0	1
q_j	1/2	1/2

Variable XY : $XY(\Omega) = \{0,1,2\}$
 $E(XY) = 1/2$ $V(XY) = 3/4$

$x_i y_j$	0	1	2
ρ_{ij}	3/4	0	1/4

5.2. Indépendance entre variables aléatoires

Les propriétés concernant l'**indépendance statistique** entre deux variables aléatoires s'appliquent aussi bien aux variables aléatoires discrètes ou absolument continues.

Théorème :

Si X et Y sont deux variables aléatoires **indépendantes** définies sur le même univers Ω alors :

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

Remarque : L'application réciproque n'est pas vraie. La relation $E(XY) = E(X)E(Y)$ n'implique pas forcément l'indépendance de deux variables aléatoires.

Exemple :

Dans l'exemple concernant la répartition des **deux billes dans les 2 boîtes**, la relation $E(XY) = E(X)E(Y)$ est vérifiée car : $E(X) = 1$; $E(Y) = 1/2$ et $E(XY) = 1/2$ cependant les variables aléatoires X et Y **ne sont pas indépendantes**.

En effet $\rho_{00} = P((X=0) \cap (Y=0)) = 0$ car il est impossible d'avoir à la fois aucune bille dans la boîte A et aucune boîte vide. Or on attend si X et Y sont deux variables **statistiquement indépendantes**, à ce que

$$P((X=0) \cap (Y=0)) = P(X=0)P(Y=0) = 1/4 * 1/2 = \mathbf{1/8 \neq 0}$$

Théorème :

Si X et Y sont deux variables aléatoires **indépendantes** définies sur le même univers Ω alors $V(X+Y) = V(X) + V(Y)$ **Démonstration**

Remarque : L'application réciproque n'est pas vraie. La relation $V(X+Y) = V(X) + V(Y)$ n'implique pas forcément l'indépendance de deux variables.

Exemple :

Si l'on reprend l'exemple de la répartition de **deux billes dans deux boîtes**, la distribution de probabilité de la variable aléatoire $(X+Y)$ est :

Variable $X+Y$: $X+Y(\Omega)=\{0,1,2,3\}$

$E(X+Y)=3/2$ $V(X+Y)=3/4$

$x_i + y_j$	0	1	2	3
ρ_{ij}	0	3/4	0	1/4

Comme $V(X) = 1/2$ et $V(Y) = 1/4$ alors $V(X) + V(Y) = 3/4 = V(X+Y)$

On retrouve ainsi la relation $V(X + Y) = V(X) + V(Y)$ bien que X et Y **ne soient pas indépendantes** (voir [démonstration](#)).

5.3. Covariance et Corrélation

Lorsque l'on considère deux variables aléatoires simultanément, il faut définir un indicateur de leur « **liaison** » qui complète les paramètres qui les caractérisent chacune séparément (espérance mathématique et variance).

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur le même univers Ω , on appelle **covariance** de ces deux variables, le réel :

$$\text{cov}(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

et **coefficient de corrélation**, le réel :

$$R(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma(X)\sigma(Y)}$$

Il résulte de cette définition, le théorème suivant :

Théorème :

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur le même univers Ω et **indépendantes**, alors : $\text{cov}(X,Y) = 0$

Les propriétés de la **covariance** sont les suivantes :

Si X et Y sont deux variables aléatoires définies sur un même univers Ω , alors :

(P₁) $\forall (a,b) \in \mathbb{R}$ $V(aX + bY) = a^2V(X) + 2abcov(X,Y) + b^2V(Y)$ }

(P₂) $[\text{cov}(X,Y)]^2 \leq V(X) V(Y)$
 $|\text{cov}(X,Y)| \leq \sigma(X) \sigma(Y)$

(P₃) $-1 \leq R(X,Y) \leq 1$

Remarque : Si X et Y sont indépendantes, $\rho=0$ mais la réciproque est fautive. Il peut arriver, par hasard, que $\rho=0$ sans que X et Y soient indépendantes.

5.4. Opérations sur les variables aléatoires

Il arrive souvent que l'on effectue **des transformations** sur les variables aléatoires par commodité de calcul et il est important de savoir comment se comportent les paramètres associés à cette variable.

Nous avons résumé dans le tableau ci-dessous quelques transformations possibles avec a et $b \in \mathbb{R}$.

Translation de l'origine seule $X \rightarrow X + b$	Changement d'unités seul $X \rightarrow aX$	Cas général $X \rightarrow aX + b$
$E(X + b) = E(X) + b$ $V(X + b) = V(X)$	$E(aX) = aE(X)$ $V(aX) = a^2 V(X)$	$E(aX + b) = aE(X) + b$ $V(aX + b) = a^2 V(X)$

Il existe d'autres transformations de variables aléatoires qui conduisent à des valeurs de paramètres particulières.

Une variable aléatoire X est dite **centrée** si $E(X) = 0$.

Exemple :

La variable $Y = X - E(X)$ est une **variable aléatoire centrée** car
 $E(Y) = E[X - E(X)] = E(X) - E(E(X))$
 or $E(E(X)) = E(X)$ voir **propriétés** P₄ de l'espérance
 ainsi $E(Y) = E(X) - E(X) = 0$

Une variable aléatoire admettant une variance est dite **réduite** si $V(X) = 1$.

Exemple :

La variable $Y = \frac{X}{\sqrt{V(X)}}$ est une **variable aléatoire réduite** car

$$V(Y) = E(Y^2) - E(Y)^2 = E\left[\left(\frac{X}{\sqrt{V(X)}}\right)^2\right] - \left[E\left(\frac{X}{\sqrt{V(X)}}\right)\right]^2$$

$$V(Y) = \frac{1}{V(X)} E(X^2) - \left[\frac{1}{\sqrt{V(X)}} E(X)\right]^2 \text{ voir } \underline{\text{propriétés}} \text{ P}_2 \text{ de l'espérance}$$

$$V(Y) = \frac{1}{V(X)} [E(X^2) - E(X)^2] \quad \text{d'où } V(Y) = \frac{V(X)}{V(X)} = 1$$

A toute variable aléatoire X d'espérance $E(X)$ et de variance $V(X)$ on peut associer

la variable aléatoire $\frac{X - E(X)}{\sqrt{V(X)}}$ dite variable aléatoire centrée réduite et dont l'emploi est indispensable pour utiliser la plupart des tables notamment les tables de la loi normale réduite.

5.5. Généralisation à n variables aléatoires

Si l'on considère une épreuve à laquelle est associée un espace fondamental Ω et une variable aléatoire X et si l'on répète n fois, de façon indépendante cette épreuve, on obtient une suite X_1, X_2, \dots, X_n variables aléatoires qui sont :

- définies sur le même espace fondamental
- de même loi de probabilité
- indépendantes

alors : $E(X_1 + X_2 + \dots + X_i + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n E(X_i)$ (Propriété P₁ de l'espérance que les v.a. soient indépendantes ou non)

$V(X_1 + X_2 + \dots + X_i + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n V(X_i)$ (Propriété de la variance dans le cas d'indépendance des v.a.)