

10 | Variables aléatoires réelles

I – Généralités sur les variables aléatoires

1 – Définitions et exemples

Il arrive souvent qu'à chaque résultat d'une expérience aléatoire, on associe un nombre réel. On définit ainsi une fonction de l'univers Ω (l'ensemble des résultats possibles) dans \mathbf{R} . On peut par exemple considérer le gain obtenu à l'issue d'un jeu de hasard ou encore le temps d'attente d'un bus.

Définition 10.1 – Une **variable aléatoire** X est une application $X : \Omega \longrightarrow \mathbf{R}$. On appelle **support** de X , et on note $X(\Omega)$, l'ensemble des valeurs prises par X .

Exemple 10.2 – Tout au long de ce chapitre, on s'appuiera sur les deux exemples suivants pour illustrer les différentes notions rencontrées.

1. Un sac contient 5 jetons numérotés de 1 à 5. Pour jouer une partie, on doit miser 1€. On tire au hasard un jeton. Si on a le numéro 1, on gagne 4€, si on a un numéro pair on reçoit 2€ et rien sinon. On note X le gain (algébrique). X est une variable aléatoire et

$$X(\Omega) =$$

2. On lance deux dés équilibrés et on note X la somme des deux résultats obtenus. X est une variable aléatoire et

$$X(\Omega) =$$

2 – Évènements associés à une variable aléatoire

Définition 10.3 – Soit X une variable aléatoire sur Ω et $x \in \mathbf{R}$. On note

$$[X = x] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) = x\},$$

$$[X < x] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) < x\},$$

$$[X \leq x] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) \leq x\},$$

$$[X > x] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) > x\},$$

$$[X \geq x] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) \geq x\}.$$

Si x et y sont deux réels tels que $x < y$ alors on note

$$[x \leq X \leq y] = \{\omega \in \Omega, x \leq X(\omega) \leq y\}.$$

Plus généralement, si I désigne une partie de \mathbf{R} , on note

$$[X \in I] = \{\omega \in \Omega, X(\omega) \in I\}.$$

Exemple 10.4 – Calculer $P([X = 3])$ et $P([X \leq 2])$ dans les deux exemples de l'exemple 10.2.

1.

2.

Proposition 10.5

Soit X une variable aléatoire définie sur Ω . Alors l'ensemble

$$\{[X = x], x \in X(\Omega)\}$$

forme un système complet d'évènements. En particulier, on a

$$\sum_{x \in X(\Omega)} P([X = x]) = 1.$$

Exemple 10.6 – On reprend les deux exemples de l'exemple 10.2.

1. Un système complet d'évènements est
2. Un système complet d'évènements est

Remarque 10.7 – Dans toute la suite, on convient d'alléger la notation $P([X = x])$ en $P(X = x)$, et de même pour les autres ensembles.

3 – Loi d'une variable aléatoire finie

Définition 10.8 – Soit X une variable aléatoire sur Ω . On appelle **loi** de la variable aléatoire X , la donnée des $P(X = x)$ pour tout réel x .

Méthode 10.9 – Donner la loi de probabilité d'une variable aléatoire finie

- On donne l'ensemble $X(\Omega)$ des valeurs prises par X .
- On calcule $P(X = x)$ pour tout $x \in X(\Omega)$.

On résume souvent la loi sous la forme d'un tableau avec, sur la 1ère ligne, les valeurs prises par X , et sur la 2ème ligne les probabilités correspondantes.



Exemple 10.10 – On reprend les deux exemples de l'exemple 10.2.

1.

2.

Remarque 10.11 – On n'oubliera pas de vérifier **à chaque fois** que la somme des probabilités inscrites dans le tableau fait 1.

4 – Fonction de répartition d'une variable aléatoire

Définition 10.12 – Soit X une variable aléatoire définie sur Ω . On appelle **fonction de répartition** de la variable aléatoire X et on note F_X la fonction définie sur \mathbf{R} par

$$F_X(x) = P(X \leq x) \in [0, 1]$$

Proposition 10.13

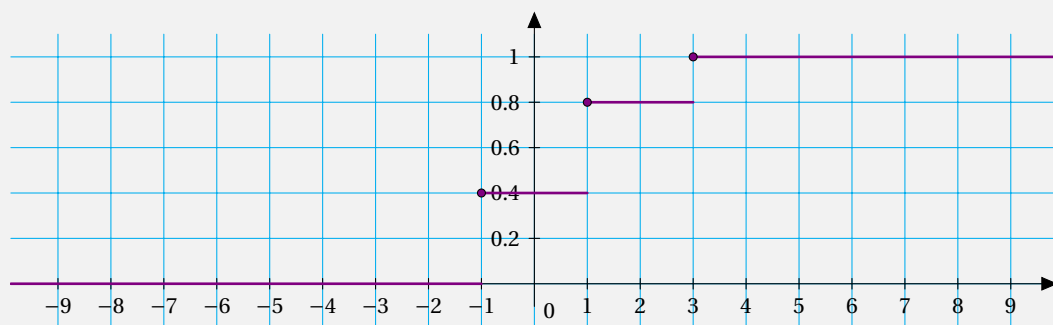
Soit X une variable aléatoire finie. On note $X(\Omega) = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ avec $x_1 < x_2 < \dots < x_n$. Alors

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < x_1, \\ P(X = x_1) + \dots + P(X = x_k) & \text{si } x_k \leq x < x_{k+1}, \\ 1 & \text{si } x_n \leq x. \end{cases}$$

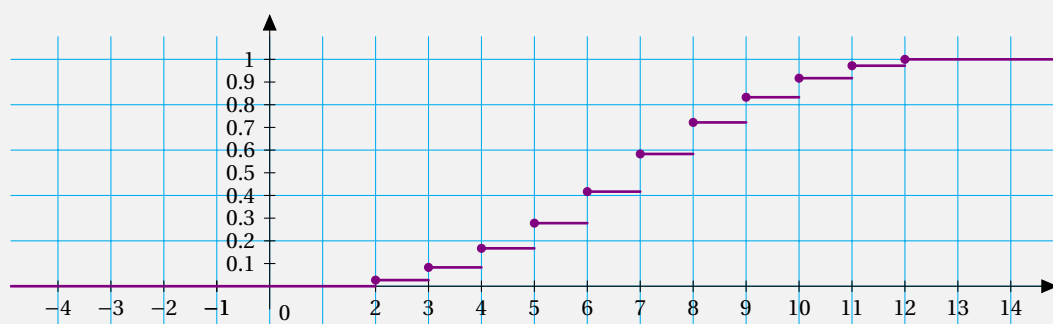
En particulier, F_X est constante sur $[x_k, x_{k+1}[$.

Exemple 10.14 – Calculer la fonction de répartition de X dans les deux exemples de l'exemple 10.2.

1.



2.

**Proposition 10.15**

La fonction de répartition d'une variable aléatoire X détermine parfaitement la loi de X . Autrement dit, si deux variables aléatoires ont la même fonction de répartition alors elles suivent la même loi.

II – Moments d'une variable aléatoire finie

1 – Espérance

Définition 10.16 – Soit X une variable aléatoire définie sur Ω qui prend les valeurs x_1, x_2, \dots, x_k .

x_i	x_1	x_2	\cdots	x_k
$P(X = x_i)$	p_1	p_2	\cdots	p_k

On appelle **espérance mathématique** de X le réel, noté $E(X)$, défini par

$$E(X) = \sum_{i=1}^k x_i p(X = x_i) = x_1 \times p_1 + x_2 \times p_2 + \cdots + x_k \times p_k.$$

Remarque 10.17 –

- L'espérance $E(X)$ correspond à la moyenne des valeurs x_i affectées des fréquences p_i .
- Dans le cas particulier d'un jeu, l'espérance $E(X)$ est le gain moyen par partie qu'un joueur peut espérer obtenir s'il joue un grand nombre de fois. Le signe de $E(X)$ permet de savoir si le joueur a plus de chances de gagner que de perdre. Si $E(X) = 0$, on dit que le jeu est **équitable**.

Exemple 10.18 – Calculer $E(X)$ pour chacun des deux exemples de l'exemple 10.2.

1.

2.

Proposition 10.19 – Linéarité de l'espérance

Soient X et Y deux variables aléatoires finies définies sur Ω . Soit a et $b \in \mathbf{R}$. Alors

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y) \quad \text{et} \quad E(aX + b) = aE(X) + b.$$

Exemple 10.20 – On lance un dé non-truqué et on note X le numéro obtenu. Soit g la fonction définie par $g(x) = 2x + 3$ et $Y = g(X) = 2X + 3$. Déterminer l'espérance de Y .

Théorème 10.21 – Théorème de transfert

Soit X une variable aléatoire finie. On note $X(\Omega) = \{x_1, \dots, x_n\}$. Soit g une application de $X(\Omega)$ dans \mathbf{R} . Alors l'espérance de $g(X)$ est donnée par

$$E(g(X)) = \sum_{i=1}^n g(x_i) P(X = x_i).$$

Exemple 10.22 – On considère la fonction $g(x) = x^2$. Calculer $E(g(X))$ pour chacun des deux exemples de l'exemple 10.2.

1.

2.

Remarque 10.23 – Le théorème de transfert montre que pour calculer l'espérance de $g(X)$, il est inutile de déterminer la loi de $g(X)$: il suffit de connaître la loi de X .

2 – Variance

Définition 10.24 – Soit X une variable aléatoire finie.

- On appelle **variance** de X le réel, noté $V(X)$, défini par

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

- On appelle **écart-type** de X et on note $\sigma(X)$ le réel

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

Remarque 10.25 – La variance mesure la dispersion de la variable aléatoire par rapport à son espérance.

Théorème 10.26 – Formule de König-Huygens

Soit X une variable aléatoire finie. On a

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

Méthode 10.27 – Calculer la variance d'une variable aléatoire

- On calcule $E(X^2)$ grâce au théorème de transfert.
- Puis on utilise la formule de König-Huygens

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



Exemple 10.28 – Calculer $V(X)$ pour les deux exemples de l'exemple 10.2.

1.

2.

Proposition 10.29

Soit X une variable aléatoire finie et soient a et b deux réels. Alors

$$V(aX + b) = a^2 V(X).$$

En particulier,

$$V(X + b) = V(X).$$

Remarque 10.30 – Contrairement à l'espérance, la variance **n'est pas** linéaire.

Exemple 10.31 – On lance un dé non-truqué et on note X le numéro obtenu. Soit $Y = 2X + 3$. Calculer la variance de X puis celle de Y .

III – Lois usuelles

1 – Loi uniforme

Définition 10.32 – Soit $(a, b) \in \mathbb{Z}^2$ avec $a < b$. Une variable aléatoire X suit une **loi uniforme** sur $\llbracket a, b \rrbracket$ lorsque $X(\Omega) = \llbracket a, b \rrbracket$ et que

$$\forall k \in \llbracket a, b \rrbracket, \quad P(X = k) = \frac{1}{b - a + 1}.$$

On note $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket a, b \rrbracket)$.

Exemple 10.33 – Deux exemples classiques :

1. On lance un dé non-truqué et on note X le numéro obtenu.
On a $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, 6 \rrbracket)$ car $X(\Omega) = \llbracket 1, 6 \rrbracket$ et pour tout $k \in \llbracket 1, 6 \rrbracket$, $P(X = k) = \frac{1}{6}$.
2. On tire au hasard une boule dans une urne contenant n boules numérotées de 1 à n et on note X le numéro obtenu. On a $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, n \rrbracket)$ car $X(\Omega) = \llbracket 1, n \rrbracket$ et pour tout $k \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $P(X = k) = \frac{1}{n}$.

Proposition 10.34

Soit $n \in \mathbb{N}^*$. Si $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, n \rrbracket)$, alors l'espérance et la variance de X sont données par

$$E(X) = \frac{n+1}{2} \quad \text{et} \quad V(X) = \frac{n^2-1}{12}.$$

Proposition 10.35

Soit $(a, b) \in \mathbb{Z}^2$ avec $a < b$. Si $X \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket a, b \rrbracket)$ alors $X - a + 1 \hookrightarrow \mathcal{U}(\llbracket 1, b - a + 1 \rrbracket)$ et donc

$$E(X) = \frac{a+b}{2} \quad \text{et} \quad V(X) = \frac{(b-a+1)^2-1}{12}.$$

2 – Loi de Bernoulli

Définition 10.36 – Une variable aléatoire X suit une **loi de Bernoulli** de paramètre $p \in]0, 1[$ lorsqu'il n'y a que deux issues possibles $X(\Omega) = \{0, 1\}$ et

$$P(X = 1) = p \quad \text{et} \quad P(X = 0) = 1 - p.$$

On note $X \hookrightarrow \mathcal{B}(p)$.

Une épreuve de Bernoulli est une épreuve aléatoire qui comporte exactement deux issues : une que l'on qualifie de "succès", de probabilité p , et l'autre que l'on qualifie "d'échec", de probabilité $1 - p$. On réalise une fois cette épreuve de Bernoulli et si l'issue est un "succès", la variable aléatoire prend la valeur $X = 1$, et sinon $X = 0$.

Exemple 10.37 – On lance une pièce équilibrée et on note X la variable aléatoire qui prend la valeur 1 si le résultat est *Pile* et 0 sinon. Alors $X \hookrightarrow \mathcal{B}\left(\frac{1}{2}\right)$.

$$E(X) = p \quad \text{et} \quad V(X) = p(1 - p).$$

9

La variable aléatoire X suit la loi binomiale $\mathcal{B}(3, p)$ de paramètres $n = 3$ et p .

Nombre de succès k	0	1	2	3
$P(X = k)$	q^3	$3 \times p \times q^2$	$3 \times p^2 \times q$	p^3

Définition 10.41 – Soit n un entier naturel non-nul et k un entier tel que $0 \leq k \leq n$.

Si on représente par un arbre une série de n épreuves de Bernoulli, le coefficient binomial, noté $\binom{n}{k}$, est le nombre de chemins réalisant k succès parmi n épreuves répétées.

Remarque 10.42 –

- Un seul chemin permet d'obtenir 0 succès ou n succès consécutifs, donc $\binom{n}{0} = 1$ et $\binom{n}{n} = 1$.
- Il y a n chemins différents qui permettent d'obtenir un seul succès. Ainsi $\binom{n}{1} = n$.

Proposition 10.43

Pour tout entier $n \geq 1$ et pour tout $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$, on a

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} = \frac{n(n-1) \cdots (n-(k+1))}{k!}.$$

Proposition 10.44

Pour tout $n \in \mathbb{N}$ et pour tout $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$, on a

- relation de symétrie des coefficients :

$$\binom{n}{n-k} = \binom{n}{k}.$$

- formule du triangle de Pascal :

$$\binom{n-1}{k-1} + \binom{n-1}{k} = \binom{n}{k}.$$

Remarque 10.45 – La formule du triangle de Pascal permet de déterminer les coefficients binomiaux de proche en proche.

					1										
					1		1								
				1		2		1							
			1		3		3		1						
		1		4		6		4		1					
	1		5		10		10		5		1				
	1		6		15		20		15		6		1		
	1		7		21		35		35		21		7		1

Exemple 10.46 – Calculer les coefficients binomiaux suivants.

$$\bullet \binom{4}{2}$$

$$\bullet \binom{11}{1}$$

$$\bullet \binom{5}{2}$$

$$\bullet \binom{3}{0}$$

Proposition 10.47

Soit X une variable aléatoire qui suit la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ de paramètres n et p . Alors pour tout entier k tel que $0 \leq k \leq n$,

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}, \text{ où } q = 1 - p.$$

Proposition 10.48

Soit X une variable aléatoire suivant une loi binomiale de paramètres $n \in \mathbf{N}^*$ et $p \in]0, 1[$. Alors l'espérance et la variance de X sont données par

$$E(X) = np \quad \text{et} \quad V(X) = np(1 - p).$$

Exemple 10.49 – Dans une entreprise de vente par correspondance, une étude statistique a montré que 40% des clients choisissent l'option *Livraison Express*. On prélève au hasard 30 bons de commande. On considère que le nombre de bons de commande est suffisamment important pour que l'on puisse assimiler ce prélèvement à un tirage avec remise de 30 bons. On note X la variable aléatoire qui associe le nombre de bons portant la mention *Livraison Express*.

1. Déterminer la loi de X en justifiant soigneusement.
2. Calculer l'espérance mathématique $E(X)$ et interpréter le résultat.

4 – Formule du binôme de Newton

Théorème 10.50 – Formule du binôme de Newton

Soient a et b dans \mathbf{R} et soit $n \in \mathbf{N}$. Alors

$$(a + b)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} a^k b^{n-k}.$$

Exemple 10.51 – $(2 + x)^3$