Variables aléatoires sur un univers fini

Aperçu

D 1

- Une **variable aléatoire** est une application définie sur l'univers Ω et à valeurs dans un ensemble E. Lorsque $E \subset \mathbb{R}$ on parle de **variable aléatoire réelle**.
- L'ensemble $X(\Omega)$ est l'**univers image** ou **ensemble des valeurs prises** par X. Lorsque $X(\Omega)$ est un ensemble fini, on dit que X est une **variable aléatoire finie**.

Dans la suite, on ne considère que des variables aléatoires réelles finies. Il est d'usage de noter par des majuscules $(X, Y, \dots)$ les variables aléatoires, réservant $x, y, \dots$ pour désigner des valeurs déterministes. De manière générique, on notera l'univers image d'une variable aléatoire finie

$$X(\Omega) = \{ x_1, x_2, \dots, x_n \}$$

avec les x_k distincts.

R Malgré son nom, une variable aléatoire n'est pas une *variable* (c'est une fonction) et elle n'est pas *aléatoire*.

N Pour tout $x \in \mathbb{R}$ et $A \subset \mathbb{R}$, on note

$$\{ X = x \} = X^{-1}(\{ x \}) = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) = x \}$$

et

$$\{ X \in A \} = X^{-1}(A) = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) \in A \}$$

ou encore

$$\{ X \leq x \} = X^{-1}(]-\infty, x]) = \{ \omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x \}$$

etc...

La probabilité associée à ces événements sera notée

$$P\{ X = x \}, \quad P\{ X \in A \}, \quad P\{ X \leq x \}$$

plutôt que $P(\{ X = x \})$, $P(\{ X \in A \})$, $P(\{ X \leq x \})$.

E 2 On lance simultanément deux dés discernables et on choisit comme univers $[\![1,6]\!]^2$, que l'on muni de la probabilité uniforme. Le résultat total est la somme des deux lancers, il est donné par la variable aléatoire S définie par

$$S : \begin{array}{rcl} \Omega & \to & [\![2,12]\!] \\ \omega = (\omega_1, \omega_2) & \mapsto & \omega_1 + \omega_2 \end{array}.$$

Cette variable aléatoire prend ses valeurs dans l'ensemble des entiers $[\![2,12]\!]$.

T 3 Dans le cadre du lancer de dés précédent, expliciter des événements suivants

1. $\{ S > 10 \}$.
2. $\{ S \geq 11 \}$.
3. $\{ S = 4 \}$.
4. $\{ S \leq 1 \}$.
5. $\{ S \in \{ 10, 11 \} \}$.

E 4 **Tirage à pile ou face**

On peut modéliser un tirage à pile ou face par une variable aléatoire $X : \Omega \to \{ 0, 1 \}$, vérifiant $P\{ X = 1 \} = p$ et $P\{ X = 0 \} = 1 - p$. La valeur de p caractérise la pièce; une pièce «honnête» sera modélisée par $p = 1/2$. Une pièce déséquilibrée (ou un lanceur habile) sera mieux modélisée par une autre valeur de p.

P 5 *Soit X une variable aléatoire d'image $\{ x_1, x_2, \dots, x_n \}$ (avec les x_i distincts). Alors les événements*

$$\{ X = x_1 \}, \quad \{ X = x_2 \}, \quad \dots \quad , \{ X = x_n \}$$

forment un système complet d'événements.

Ce système complet d'événements est appelé **système complet associé à la variable aléatoire X**.

D 6 Soit X une variable aléatoire finie à valeurs dans un ensemble (fini) E. La **loi** d'une variable aléatoire X est la probabilité image $P_X = P \circ X^{<-1>}$, c'est-à-dire l'application

$$P_X : \begin{array}{ccc} \mathcal{P}(E) & \to & \mathbb{R}_+ \\ A & \mapsto & P\{\, X \in A \,\} \end{array}.$$

La probabilité P_X est donc déterminée par la distribution de probabilités $(P\{\, X = x \,\})_{x \in E}$.

T 7

1. *L'application*

$$P_X : \begin{array}{ccc} \mathcal{P}(E) & \to & \mathbb{R}_+ \\ A & \mapsto & P\{\, X \in A \,\} \end{array}.$$

est une loi de probabilité sur l'espace $(E, \mathcal{P}(E))$*.*

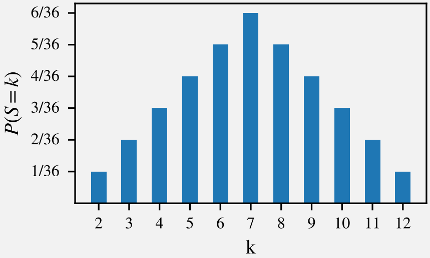
2. *La loi d'une variable aléatoire est entièrement caractérisée par la distribution de probabilité* $(P(X = x))_{x \in E}$*. Pour tout partie* A *de* E*, on a*

$$P_X(A) = P\{\, X \in A \,\} = \sum_{x \in A} P\{\, X = x \,\}.$$

E 8 Considérons le lancer de deux dés. Soit S la somme des deux nombres obtenus. Cette variable aléatoire prend ses valeurs dans l'ensembles des entiers $S(\Omega) = [\![2, 12]\!]$. On obtient, par des opérations de dénombrement élémentaires un tableau où sur la première ligne on met les valeurs de S et sur la seconde, les probabilité correspondantes

x_k	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$p_k = P\left\{ S = x_k \right\}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

Il est pratique de représenter cette loi sur un histogramme



T 9 Soit $I = \left[3/2, 4\right]$. Déterminer $P_S(I)$ que l'on note également $P\left\{ \frac{3}{2} \leq S \leq 4 \right\}$.

D 10 Soit X une variable aléatoire sur $(\Omega, \mathcal{T}, P)$ à valeurs dans E. Soit $B \in \mathcal{T}$ un événement de probabilité non nulle. On appelle **loi conditionnelle de X sachant B** la loi de X sur $(\Omega, \mathcal{T}, P_B)$, c'est-à-dire l'application

$$P_X^B : \begin{array}{rcl} \mathcal{P}(E) & \to & \mathbb{R}_+ \\ A & \mapsto & P_B\left(X^{-1}(A)\right) = \frac{P(\{\, X \in A \,\} \cap B)}{P(B)} \end{array}.$$

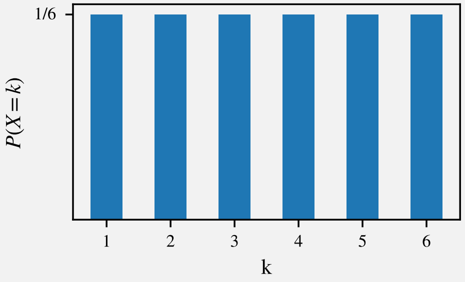
D 11 **Loi uniforme sur $[\![a, b]\!]$**

Soit a et b deux entiers, $a \leq b$. Une variable aléatoire X suit la **loi uniforme (discrète) sur $[\![\boldsymbol{a}, \boldsymbol{b}]\!]$** si

$$X(\Omega) = [\![a, b]\!] \qquad \text{et} \qquad \forall k \in [\![a, b]\!], P\left\{ X = k \right\} = \frac{1}{b - a + 1}.$$

On écrit alors $X \rightsquigarrow \mathcal{U}\left([\![a, b]\!]\right)$.

E 12 On lance un dé équilibré et l'on note X son résultat.
La variable aléatoire X suit une loi uniforme sur $[\![1, 6]\!]$.



Plus généralement, on peut définir une variable uniforme sur n'importe quel ensemble fini non vide.

D 13 Soit E un ensemble fini non vide. Une variable aléatoire X suit la **loi uniforme (discrète) sur E** si

$$X(\Omega) = E \qquad \text{et} \qquad \forall x \in E, P\{\, X = x \,\} = \frac{1}{\operatorname{card}(E)}.$$

On écrit alors $X \rightsquigarrow \mathcal{U}(E)$.

D 14
Loi de Bernouilli

Soit $p \in [0,1]$. Une variable aléatoire X suit la **loi de Bernoulli de paramètre p** lorsque

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

On écrit alors $X \rightsquigarrow \mathcal{B}(p)$.

E 15 On tire une boule dans une urne avec a boules noires et b boules blanches. Si on note X le nombre de boules blanches tirées, on a alors $X \rightsquigarrow \mathcal{B}\left(\frac{b}{a+b}\right)$.

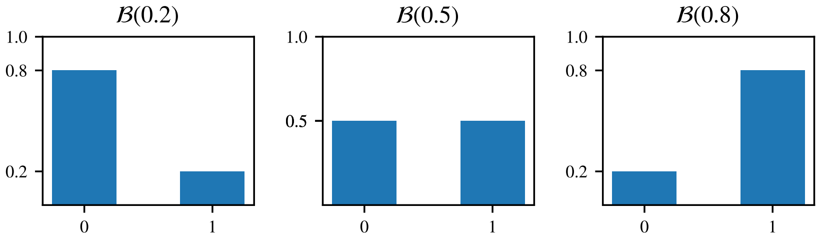


Figure: Histogramme de la loi de Bernoulli de paramètre $p = 0.2$, de paramètre $p = 0.5$, et de paramètre $p = 0.8$.

P 16 *Soit $X : \Omega \to \{ 0, 1 \}$ une variable aléatoire ne prenant pour valeurs que 0 ou 1. Si l'on note $p = P\{ X = 1 \}$, alors la loi de X est la loi de Bernoulli de paramètre p.*

Que cette tautologie nous soit pardonnée.

P 17 *Soit A un événement, alors sa fonction indicatrice $\mathbb{1}_A$ suit une loi de Bernoulli de paramètre $P(A)$.*

On modélise une expérience consistant en la réalisation de n épreuves de Bernoulli indépendantes de même loi $\mathcal{B}(p)$. C'est un **schéma de Bernoulli**. On note X le nombre total de succès.
Par exemple, on peut lancer n fois de suite une pièce déséquilibrée, donnant *pile* avec la probabilité p, et compter le nombre de *piles* obtenus au cours des n lancers.
La variable aléatoire X prend les valeurs $0, 1, 2, 3, \ldots n$; la probabilité qu'elle soit égale à un entier k est égale à la probabilité $p^k(1-p)^{n-k}$ d'obtenir k *pile* et $n-k$ *face*, multipliée par le nombre de façons d'obtenir cette configuration, c'est-à-dire le coefficient binomial «k parmi n»

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

D 18 **Loi binomiale**

Soit $n \in \mathbb{N}$ et $p \in [0, 1]$. Une variable aléatoire X suit la **loi binomiale de paramètres $\boldsymbol{n}$ et $\boldsymbol{p}$** si

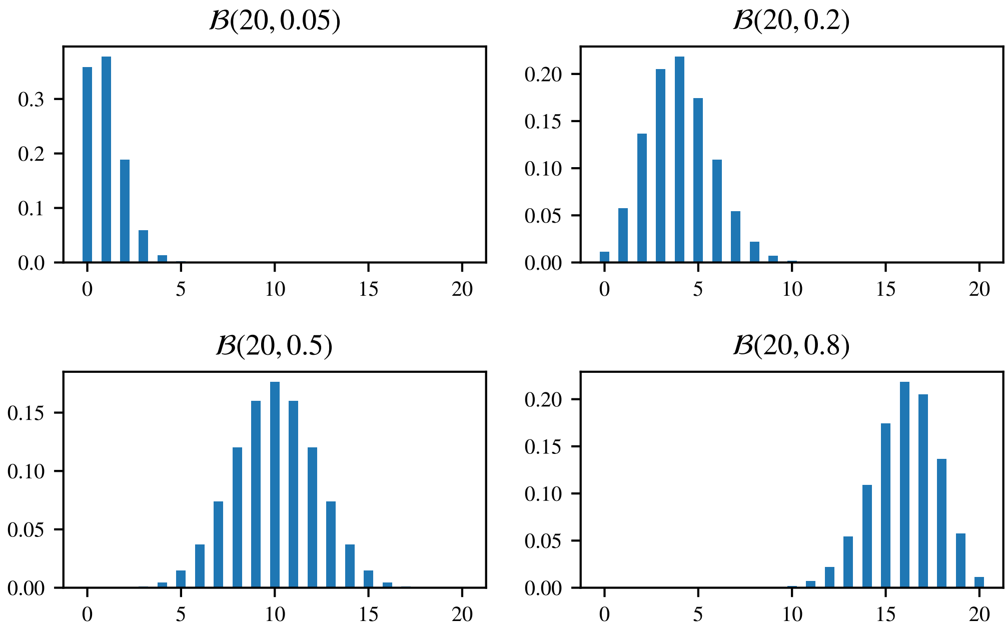
$$X(\Omega) = [\![0, n]\!] \qquad \text{et} \qquad \forall k \in [\![0, n]\!], P\left\{ X = k \right\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

On écrit alors $X \rightsquigarrow \mathcal{B}(n, p)$.

En appliquant la formule du binôme,

$$\sum_{k=0}^{n} P_X(\{ k \}) = \sum_{k=0}^{n} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = (p + 1 - p)^n = 1.$$

ce qui justifie que les $p_k = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ définissent bien une mesure probabilité sur $[\![0, n]\!]$.



$\mathcal{B}(20, 0.05)$
$\mathcal{B}(20, 0.2)$
$\mathcal{B}(20, 0.5)$
$\mathcal{B}(20, 0.8)$
0.0
0.1
0.2
0.3
0.00
0.05
0.10
0.15
0.20
0
5
10
15
20

E 19 Marcel joue dix fois tous les numéros rouges à la roulette. Il a chaque fois dix huit chances sur trente sept de gagner. Soit X la variable aléatoire égale au nombre de fois où il gagne. Il s'agit d'un schéma de Bernoulli où $n = 10$ et $p = \frac{18}{37}$. On a

$$X(\Omega) = [\![0, 10]\!] \qquad \text{et} \qquad P\{\, X = k \,\} = \binom{10}{k} \left(\frac{18}{37}\right)^k \left(\frac{19}{37}\right)^{10-k}.$$

1. Variables aléatoires
2. Lois classiques
3. Loi de l'image d'une variable aléatoire
4. Moments d'une variable aléatoire finie

N Soit X un variable aléatoire finie et soit ϕ une fonction définie au moins sur $X(\Omega)$. On peut définir une nouvelle variable aléatoire $Y = \phi \circ X$ par la formule

$$\forall \omega \in \Omega, Y(\omega) = \phi\left(X(\omega)\right).$$

On la note commodément $Y = \phi(X)$.

La loi de la variable aléatoire $Y = \phi(X)$ se détermine, de manière théorique, en cherchant pour une valeur y donnée l'ensemble des antécédents de y par ϕ, ou au moins ceux qui sont également dans $X(\Omega)$.

P 20 *Soit X un variable aléatoire finie, d'image $X(\Omega) = \{ x_1, x_2, \dots, x_n \}$. On pose $Y = \phi(X)$ où ϕ une fonction définie au moins sur $X(\Omega)$. Alors*

$$Y(\Omega) = \phi\,(X(\Omega) = \left\{ \phi(x_1), \phi(x_2), \dots, \phi(x_n) \right\}$$

et pour $y \in Y(\Omega)$,

$$P\{ Y = y \} = \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ \phi(x) = y}} P\{ X = x \}.$$

C 21 *Si $X \sim Y$, alors $\phi(X) \sim \phi(Y)$.*

E 22 **Loi de X^2**

Soit X un variable aléatoire de loi uniforme sur l'ensemble $X(\Omega) = \{ -1, 0, 1, 2 \}$, et posons $Y = X^2$. Alors $Y(\Omega) = \{ 0, 1, 4 \}$ et

$$P\{ Y = 0 \} = P\{ X = 0 \} = \frac{1}{4}$$
$$P\{ Y = 1 \} = P\{ X = -1 \} + P\{ X = 1 \} = \frac{1}{2}$$
$$P\{ Y = 4 \} = P\{ X = 2 \} = \frac{1}{4}.$$

Cette loi peut être difficile à déterminer en pratique lorsque ϕ est fortement non injective. Cela justifie l'intérêt d'un théorème appelé *théorème de transfert*, et qui permet de calculer l'espérance de $\phi(X)$ sans avoir à expliciter sa loi.

D 23 Soit X un variable aléatoire réelle sur l'espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{T}, P)$, d'image

$$X(\Omega) = \{ x_1, x_2, \dots, x_n \} .$$

L'**espérance (mathématique)**de X est définie par

$$E(X) = \sum_{x \in X(\Omega)} x P\{ X = x \} = \sum_{k=1}^{n} x_k P\{ X = x_k \} .$$

Si $E(X) = 0$, on dit que la variable aléatoire X est **centrée**.

En notant $p_k = P\{ X = x_k \}$, l'espérance d'une variable aléatoire X est donc la moyenne de ses valeurs $x_1, x_2, \dots, x_n$ pondérées par les probabilités $p_1, p_2, \dots, p_n$:

$$E(X) = x_1 p_1 + x_2 p_2 + \cdots + x_n p_n = \sum_{k=1}^{n} x_k p_k .$$

R Le terme «espérance mathématique» vient des jeux de hasard: il représente le gain moyen d'un joueur. Il véhicule une signification intuitive, celle d'une valeur «moyenne», ou de valeur «attendue» (que traduit bien le terme anglais *expected value*): si l'on répète l'expérience un grand nombre de fois et que, pour chaque expérience k, on note la valeur x_k prise par X, alors la valeur moyenne «devrait» être proche de $E(X)$. L'emploi du conditionnel représente évidemment un flou inacceptable en mathématiques. Ce sera la grande force de la théorie des probabilités que de donner un sens très précis à l'idée précédente, au moyen des divers théorèmes connus sous le nom de «loi des grands nombres».
Bien sûr, l'espérance n'est pas la seule valeur numérique intéressante lorsque l'on étudie une variable aléatoire. Il est bien connu par exemple que

> *99.9% de la population possède un nombre de jambes strictement supérieur à la moyenne.*

La valeur la plus probable (le «mode») ou la valeur médiane (au-dessus de laquelle X prend ses valeurs avec une probabilité $1/2$) sont parfois des paramètres plus pertinents.

E 24 Martine réceptionne les vêtements que les clients apportent au pressing du centre commercial. Ce jour-là, elle a établi vingt tickets de nettoyage de pantalons à 7€, vingt-cinq de vestes à 10€, vingt-deux de manteaux à 20€, vingt-trois de vêtements de peau à 55€ et dix de couettes à 30€. En s'intéressant au tarif du nettoyage correspondant à chaque ticket, on a la série statistique suivante:

prix du ticket	7	10	20	55	30
effectifs	20	25	22	23	10
fréquences	0.2	0.25	0.22	0.23	0.1

Elle prend un ticket au hasard. On note X la variable aléatoire égale au tarif correspondant au ticket. Il y a équiprobabilité, les événements élémentaires de la loi de probabilité de X ont pour probabilités les fréquences correspondantes:

x_k	7	10	20	55	30
p_k	0.2	0.25	0.22	0.23	0.1

$$E(X) = 7 \times 0.2 + 10 \times 0.25 + 20 \times 0.22 + 55 \times 0.23 + 30 \times 0.1 = 23.95.$$

L'espérance mathématique est égale à la moyenne statistique $\bar{x}$.

T 25 On considère le nombre X de «pile» lors d'un lancer d'une pièce déséquilibrée, menant à «pile» avec une probabilité p. La variable aléatoire X suit alors la loi de Bernoulli $\mathcal{B}(p)$.

Déterminer son espérance.

T 25 On considère le nombre X de «pile» lors d'un lancer d'une pièce déséquilibrée, menant à «pile» avec une probabilité p. La variable aléatoire X suit alors la loi de Bernoulli $\mathcal{B}(p)$.

Déterminer son espérance.

T 26 Soit A un événement. Calculer $E\left(\mathbb{1}_A\right)$.

E 27 Espérance d'une loi binomiale

Soit p un réel $0 \leq p \leq 1$, et soit n un entier naturel non nul. On considère le nombre X de «pile» lors d'un lancer de n pièces identiques mais déséquilibrées, menant à «pile» avec une probabilité p. La variable aléatoire X suit alors la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$. Son espérance vaut

$$E(X) = \sum_{k=0}^{n} k\binom{n}{k}p^k(1-p)^{n-k} = \sum_{k=1}^{n} k\binom{n}{k}p^k(1-p)^{n-k} = \sum_{k=1}^{n} n\binom{n-1}{k-1}p^k(1-p)^{n-k}$$
$$= np\sum_{k=1}^{n}\binom{n-1}{k-1}p^{k-1}(1-p)^{n-k} = np\underbrace{\sum_{k=0}^{n-1}\binom{n-1}{k}p^k(1-p)^{n-1-k}}_{(p+1-p)^{n-1}} = np$$

L 28 *Soit X un variable aléatoire réelle sur l'espace probabilisé fini $(\Omega, \mathcal{T}, P)$, alors*

$$E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\{\omega\}).$$

Démonstration. Notons $X(\Omega) = \left\{ x_1, x_2, \dots, x_n \right\}$ et $D_k = \{ X = x_k \}$.

$$\begin{aligned} E(X) = \sum_{k=1}^{n} x_k P\{X = x_k\} = \sum_{k=1}^{n} x_k P(D_k) &= \sum_{k=1}^{n} \left(x_k \sum_{\omega \in D_k} P(\{\omega\}) \right) \\ &= \sum_{k=1}^{n} \left(\sum_{\omega \in D_k} x_k P(\{\omega\}) \right) = \sum_{k=1}^{n} \left(\sum_{\omega \in D_k} X(\omega) P(\{\omega\}) \right). \end{aligned}$$

Or Ω est l'union disjointe $D_1 \underset{\text{disj.}}{\cup} D_2 \underset{\text{disj.}}{\cup} \dots \underset{\text{disj.}}{\cup} D_n$ d'où

$$E(X) = \sum_{\omega \in D_1} X(\omega) P(\{\omega\}) + \cdots + \sum_{\omega \in D_n} X(\omega) P(\{\omega\}) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\{\omega\}).$$

∎

T 29 **Linéarité de l'espérance**

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles finie. Soient α et β des réels. Alors

$$E(\alpha X + \beta Y) = \alpha E(X) + \beta E(Y).$$

Démonstration. D'après le lemme précédent, on a

$$\begin{aligned} E(\alpha X + \beta Y) &= \sum_{\omega \in \Omega} (\alpha X + \beta Y)(\omega) P(\{\omega\}) = \sum_{\omega \in \Omega} (\alpha X(\omega) P(\{\omega\}) + \beta Y(\omega) P(\{\omega\})) \\ &= \alpha \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) P(\{\omega\}) + \beta \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega) P(\{\omega\}) = \alpha E(X) + \beta E(Y). \end{aligned}$$

∎

E 30 Espérance d'une loi binomiale

Une variable aléatoire X suivant une loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$ reflète le nombre de succès d'une suite de n tirages indépendants, chacun d'eux ayant une probabilité p d'amener un succès. Si l'on note A_k l'événement : «le k-ième tirage est un succès», on a donc

$$X = \sum_{k=1}^{n} \mathbb{1}_{A_k},$$

et par conséquent

$$E(X) = \sum_{k=1}^{n} E\left(\mathbb{1}_{A_k}\right) = \sum_{k=1}^{n} P(A_k) = \sum_{k=1}^{n} p = np.$$

On notera que l'hypothèse d'indépendance des tirages n'a pas été utilisée; cette indépendance eût-elle été remise en question, la loi de X aurait été différente, mais pas son espérance.

T 31 **Croissance de l'espérance**

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles finie. On suppose $X \leq Y$, c'est-à-dire

$$\forall \omega \in \Omega, X(\omega) \leq Y(\omega),$$

alors

$$E(X) \leq E(Y).$$

Démonstration. Pour $\omega \in \Omega$, $P(\{\omega\}) > 0$, on a donc $X(\omega)P(\{\omega\}) \leq Y(\omega)P(\{\omega\})$ d'où

$$E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega)P(\{\omega\}) \leq \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega)P(\{\omega\}) = E(Y).$$

∎

P 32 **Autre propriétés de l'espérance**

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles finie.

1. *Si X est égale à une constante a, alors $E(X) = a$.*
2. *Si $X \geq 0$, alors $E(X) \geq 0$.*
3. *Si $X \geq 0$ et $E(X) = 0$ alors $P\{X = 0\} = 1$.*
4. $|E(X)| \leq E(|X|)$ *(inégalité triangulaire).*
5. *Si A est un événement, alors $E\left(\mathbb{1}_A\right) = P(A)$.*

P 33 *Soit X une variable aléatoire finie, d'image $X(\Omega) = \{ x_1, x_2, \dots, x_n \}$ et ϕ une fonction à valeurs réelles définie au moins sur $X(\Omega)$.*

$$E(\phi(X)) = \sum_{x \in X(\Omega)} \phi(x) P\{ X = x \} = \sum_{k=1}^{n} \phi(x_k) p_k$$

où $p_k = P\{ X = x_k \}$.

Démonstration. Soit $Y = \phi(X)$. Pour $y \in Y(\Omega)$,

$$P\{ Y = y \} = \sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ \phi(x) = y}} P\{ X = x \}$$

Rappelons que

$$Y(\Omega) = \{ \phi(x) \mid x \in X(\Omega) \} = \{ y \mid \exists x \in X(\Omega), \phi(x) = y \}.$$

Donc,

$$\begin{aligned}
E(Y) &= \sum_{y \in Y(\Omega)} y P\{ Y = y \} = \sum_{y \in Y(\Omega)} y \left(\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ \phi(x) = y}} P\{ X = x \} \right) \\
&= \sum_{y \in Y(\Omega)} \left(\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ \phi(x) = y}} y P\{ X = x \} \right) = \sum_{y \in Y(\Omega)} \left(\sum_{\substack{x \in X(\Omega) \\ \phi(x) = y}} \phi(x) P\{ X = x \} \right) \\
&= \sum_{x \in X(\Omega)} \phi(x) P\{ X = x \}
\end{aligned}$$

E 34 On reprend l'exemple où X est une variable aléatoire de loi uniforme sur $\{ -1, 0, 1, 2 \}$ et $Y = X^2$.

La loi de X est donnée par

x_k	-1	0	1	2
$P\{ X = x_k \}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

D'après la formule de transfert,

$$E(Y) = E\left(X^2\right) = \sum_{k=-1}^{2} k^2 P\{ X = k \} = 1 \cdot \frac{1}{4} + 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{1}{4} + 4 \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{2}.$$

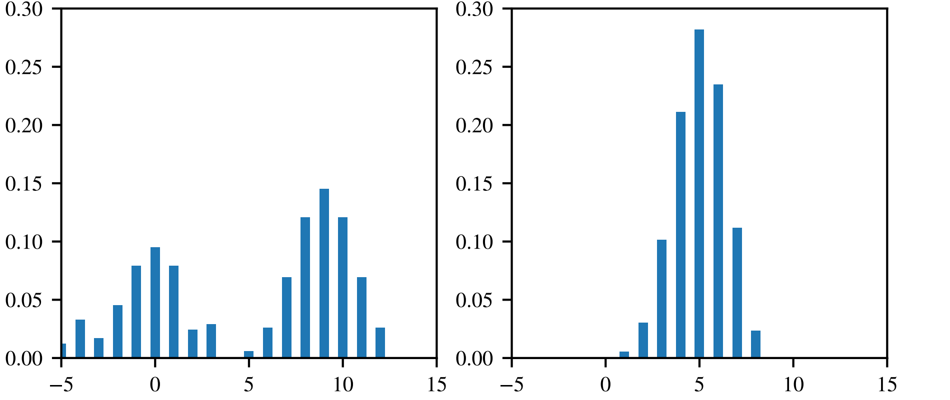
On peut également utiliser la loi de $Y = X^2$,

y_k	0	1	4
$P\{ Y = y_k \}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

Et donc

$$E(Y) = 0 \cdot \frac{1}{4} + 1 \cdot \frac{1}{2} + 4 \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{2}.$$

La variance d'une variable aléatoire réelle X est une valeur numérique permettant de quantifier la dispersion des valeurs possibles de X par rapport à sa moyenne (son espérance).
Ci dessous, les histogrammes de deux variables aléatoires à valeurs dans $\mathbb{Z}$, chacune de même espérance $E(X) = 5$, mais dont la première est nettement plus dispersée que la seconde.



La variance d'une variable aléatoire réelle X est une valeur numérique permettant de quantifier la dispersion des valeurs possibles de X par rapport à sa moyenne (son espérance).
Ci dessous, les histogrammes de deux variables aléatoires à valeurs dans $\mathbb{Z}$, chacune de même espérance $E(X) = 5$, mais dont la première est nettement plus dispersée que la seconde.
Pour quantifier cet étalement, on calcule tout d'abord $m = E(X)$, espérance de X. La quantité $X - m$ est donc l'écart à la moyenne. On peut en calculer l'espérance, mais on obtient, par définition, zéro:

$$E(X - m) = E(X) - E(m) = m - m = 0.$$

Autrement dit, la moyenne des écarts à la moyenne est nulle, les écarts positifs compensant précisément les écarts négatifs. Pour éviter ce phénomène, on peut par exemple calculer

$$\Delta(X) = E\left(|X - m|\right),$$

mais c'est une quantité qui est difficile à manipuler.

Il est beaucoup plus fructueux de considérer les écarts *quadratiques* à la moyenne.

D 35 Soit X une variable aléatoire réelle finie. La **variance** de la variable aléatoire X est le nombre positif

$$V(X) = E\left((X - E(X))^2\right) = \sum_{x \in X(\Omega)} (x - E(X))^2 \, P\{\, X = x \,\}.$$

On appelle **écart-type** de la variable aléatoire X le réel positif

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

Une des raison de l'utilisation de l'écart type est la suivante: la fonction X peut avoir une «dimension» (au sens physique: température, longueur, durée,...). Dans ce cas X et $\sigma(X)$ ont même dimension.

T 36 **König-Huygens**

Soit X une variable aléatoire réelle finie. Alors

$$V(X) = E\left(X^2\right) - E(X)^2.$$

T 36 **König-Huygens**

Soit X une variable aléatoire réelle finie. Alors

$$V(X) = E\left(X^2\right) - E\left(X\right)^2.$$

C 37 *En notant $X(\Omega) = \{ x_1, x_2, \dots, x_n \}$ et $p_k = P\{ X = x_k \}$, on a*

$$E(X) = \sum_{k=1}^{n} x_k p_k \quad \text{et} \quad V(X) = \left(\sum_{k=1}^{n} x_k^2 p_k \right) - E(X)^2.$$

E 38 Si X est un variable aléatoire de Bernoulli de paramètre p, alors

$$V(X) = p(1-p).$$

T 39 *Soit X une variable aléatoire réelle finie. Si $a, b \in \mathbb{R}$, alors*

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

On a donc également $\sigma(aX + b) = |a|\sigma(X)$

D 40 Soit X une variable aléatoire réelle finie.

- On dit que X est **centrée** lorsque $E(X) = 0$;
- on dit que X est **réduite** lorsque $\sigma(X) = 1$.

P 41 *Soit X une variable aléatoire réelle finie. Si $\sigma(X) > 0$, alors la variable $\dfrac{X - E(X)}{\sigma(X)}$ est centrée réduite.*

P 42 *Si X suit la loi uniforme $\mathcal{U}([\![1,n]\!])$, alors*

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

Si X suit la loi uniforme $\mathcal{U}([\![a,b]\!])$, alors

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

Démonstration.

$$E(X) = \sum_{k=1}^{n} kP\{X=k\} = \sum_{k=1}^{n} \frac{k}{n} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} k = \frac{n+1}{2}.$$

$$E(X^2) = \sum_{k=1}^{n} k^2P\{X=k\} = \sum_{k=1}^{n} \frac{k^2}{n} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} k^2 = \frac{(n+1)(2n+1)}{6}.$$

Par conséquent,

$$V(X) = E\left(X^2\right) - E(X)^2 = \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \left(\frac{n+1}{2}\right)^2 = \frac{n^2-1}{12}.$$

∎

P 42 *Si X suit la loi uniforme $\mathcal{U}(\llbracket 1, n \rrbracket)$, alors*

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

Si X suit la loi uniforme $\mathcal{U}(\llbracket a, b \rrbracket)$, alors

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

Si X suit la loi uniforme sur $\llbracket a, b \rrbracket$, alors $Y = X - a + 1$ suit la loi uniforme sur $\llbracket 1, n \rrbracket$ avec $n = b - a + 1$. On a alors $X = Y + a - 1$ et on retrouve

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

P 43 *Si X suit la loi de Bernoulli $\mathcal{B}(p)$, alors*

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

P 44 *Si X suit la loi Binomiale $\mathcal{B}(n,p)$, alors*

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

Démonstration.
Notons $q = 1 - p$. Le calcul de l'espérance est classique (déjà vu):

$$E(X) = \sum_{k=0}^{n} k\binom{n}{k}p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^{n} k\binom{n}{k}p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^{n} n\binom{n-1}{k-1}p^k q^{n-k}$$
$$= np\sum_{k=1}^{n}\binom{n-1}{k-1}p^{k-1}q^{n-k} = np\underbrace{\sum_{k=0}^{n-1}\binom{n-1}{k}p^k q^{n-1-k}}_{(p+q)^{n-1}} = np$$

P 44 *Si X suit la loi Binomiale $\mathcal{B}(n,p)$, alors*

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

En ce qui concerne la variance, nous allons calculer $E(X(X-1))$ plutôt que $E(X^2)$, en utilisant la formule de transfert:

$$\begin{aligned} E\left(X(X-1)\right) &= \sum_{k=0}^{n} k(k-1)\binom{n}{k}p^k q^{n-k} = \sum_{k=2}^{n} k(k-1)\binom{n}{k}p^k q^{n-k} \\ &= n(n-1)\sum_{k=2}^{n}\binom{n-2}{k-2}p^k q^{n-k} = n(n-1)p^2\sum_{k=2}^{n}\binom{n-2}{k-2}p^{k-2}q^{n-k} \\ &= n(n-1)p^2\sum_{k=0}^{n-2}\binom{n-2}{k}p^k q^{n-2-k} = n(n-1)p^2(p+q)^{n-2} = n(n-1)p^2. \end{aligned}$$

On a alors $E\left(X(X-1)\right) = E\left(X^2\right) - E(X)$ par linéarité, et donc

$$V(X) = E\left(X(X-1)\right) + E(X) - E(X)^2 = n(n-1)p^2 + np - (np)^2 = npq.$$

Nom	Notation	$X(\Omega)$	$P(X=k)$	$E(X)$	$V(X)$
Uniforme	$\mathcal{U}\left(\llbracket 1,n \rrbracket\right)$	$\llbracket 1,n \rrbracket$	$\dfrac{1}{n}$	$\dfrac{n+1}{2}$	$\frac{n^2-1}{12}$
Uniforme	$\mathcal{U}\left(\llbracket a,b \rrbracket\right)$	$\llbracket a,b \rrbracket$	$\dfrac{1}{b-a+1}$	$\dfrac{a+b}{2}$	$\frac{(a-b)(a-b-2)}{12}$
Bernoulli	$\mathcal{B}(p)$	$\{\,0,1\,\}$	$\begin{cases} p & \text{si } k=0 \\ 1-p & \text{si } k=1 \end{cases}$	p	$p(1-p)$
Binomiale	$\mathcal{B}(n,p)$	$\llbracket 0,n \rrbracket$	$\binom{n}{k}p^k(1-p)^{n-k}$	np	$np(1-p)$

T 45 **Inégalité de Markov**

Soit X une variable aléatoire réelle finie. On suppose $X \geq 0$. Alors pour tout $a > 0$,

$$P\{X \geq a\} \leq \frac{E(X)}{a}.$$

Démonstration. Notons $A = \{X \geq a\}$. Alors $X \geq a\mathbb{1}_A$. Par croissance de l'espérance,

$$E(X) \geq E\left(a\mathbb{1}_A\right) = aE(\mathbb{1}_A) = aP(A) = aP\{X \geq a\}.$$

∎

Démonstration. Notons $A = \{X \geq a\}$ et $A' = \{X < a\}$, alors (A, A') est un recouvrement disjoint de Ω.

$$\begin{aligned}
E(X) &= \sum_{\omega\in\Omega} X(\omega)P(\{\omega\}) \\
&= \sum_{\omega\in A} X(\omega)P(\{\omega\}) + \sum_{\omega\in A'} X(\omega)P(\{\omega\}) \\
&\geq \sum_{\omega\in A} aP(\{\omega\}) + 0 \\
&= aP(A).
\end{aligned}$$

T 46 **Inégalité de Bienaymé-Tchebychev**

Soit X une variable aléatoire réelle finie. Alors pour tout $\varepsilon > 0$, on a

$$P\{\,|X - E(X)| \geq \varepsilon\,\} \leq \frac{V(X)}{\varepsilon^2}$$

ou encore en notant σ^2 la variance de X,

$$P\{\,|X - E(X)| \geq \varepsilon\sigma\,\} \leq \frac{1}{\varepsilon^2}.$$

Démonstration. Il suffit d'appliquer l'inégalité de Markov à la variable aléatoire $(X - E(X))^2$ qui est positive et $a = \varepsilon^2$. ∎