

TD 5 : Espérance conditionnelle Corrigé

Mercredi 10 Octobre

1 Espérance conditionnelle

On rappelle que, si X est une variable aléatoire intégrable et \mathcal{G} une tribu, alors $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$ est l'unique variable aléatoire \mathcal{G} -mesurable telle que, pour toute variable \mathcal{G} -mesurable positive Z , on ait

$$\mathbb{E}[ZX] = \mathbb{E}[Z\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]].$$

Exercice 1 (Quelques contre-exemples)

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles intégrables sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, et \mathcal{G} et \mathcal{H} deux sous-tribus de \mathcal{F} telles que $\sigma(\mathcal{G}, \mathcal{H}) = \mathcal{F}$. Trouver des contre-exemples aux affirmations suivantes :

1. si $\mathbb{E}[X|Y] = \mathbb{E}[X]$, alors X et Y sont indépendantes,
2. si $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = 0$ et $\mathbb{E}[X|\mathcal{H}] = 0$, alors $X = 0$,
3. si X et Y sont indépendantes, alors $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$ et $\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$ le sont aussi.

Solution de l'exercice 1

1. X uniforme sur $\{-2, -1, 1, 2\}$ et $Y = |X|$.
2. Soient X et Y deux variables i.i.d. avec $\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = -1) = \frac{1}{2}$. Soient $\mathcal{G} = \sigma(X)$, $\mathcal{H} = \sigma(Y)$ et $\mathcal{F} = \sigma(X, Y)$. Soit $Z = XY$. Il est facile de vérifier que $\mathbb{E}[Z|X] = \mathbb{E}[Z|Y] = 0$, mais $Z \neq 0$.
3. Prendre X et Y variables de Bernoulli indépendantes de paramètre $\frac{1}{2}$ et $\mathcal{G} = \sigma(X + Y)$.

Exercice 2 (Calculs gentils)

Soient X_1, \dots, X_n des variables i.i.d. intégrables, et $S = \sum_{i=1}^n X_i$. Calculer $\mathbb{E}[S|X_1]$ et $\mathbb{E}[X_1|S]$.

Solution de l'exercice 2 On a

$$\mathbb{E}[S|X_1] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i|X_1] = X_1 + (n-1)\mathbb{E}[X_1].$$

D'autre part, on a

$$\sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i|S] = \mathbb{E}[S|S] = S.$$

Or, les variables X_i jouent des rôles symétriques, donc les $\mathbb{E}[X_i|S]$ sont toutes égales, d'où

$$\mathbb{E}[X_1|S] = \frac{1}{n}S.$$

On peut aussi le vérifier plus proprement de la manière suivante. Soit $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable bornée. On sait que la loi jointe du couple (X_i, S) ne dépend pas de i , donc les $\mathbb{E}[X_i f(S)]$ sont les mêmes pour tout i . Comme leur somme vaut $\mathbb{E}[Sf(S)]$, on a donc

$$\mathbb{E}[X_1 f(S)] = \mathbb{E}\left[\frac{S}{n} f(S)\right]$$

pour toute fonction f mesurable bornée, donc $\mathbb{E}[X_1 | S] = \frac{S}{n}$.

Exercice 3 (Calculs moins gentils)

On se donne deux réels $a, b > 0$, et (X, Y) une variable aléatoire à valeurs dans $\mathbb{N} \times \mathbb{R}^+$ dont la loi est caractérisée par

$$\mathbb{P}(X = n, Y \leq t) = b \int_0^t \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy.$$

Déterminer $\mathbb{E}[h(Y)|X = n]$ pour tout $n \in \mathbb{N}$ et toute fonction $h : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable telle que $h(Y)$ soit intégrable, puis $\mathbb{E}[\frac{Y}{X+1}]$. Calculer ensuite $\mathbb{P}(X = n|Y)$ et enfin $\mathbb{E}[X|Y]$.

Solution de l'exercice 3 Pour tout $n \geq 0$, on a

$$\mathbb{P}(X = n) = \lim_{t \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X = n, Y \leq t) = b \int_0^\infty \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy = \frac{b}{a+b} \left(\frac{a}{a+b}\right)^n > 0.$$

Donc, puisque $P(X = n) > 0$,

$$\mathbb{E}[h(Y)|X = n] = \frac{\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}]}{\mathbb{P}(X = n)}.$$

On remarque que

$$\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}] = b \int_0^\infty h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy.$$

Pour justifier cette égalité assez intuitive, on peut la vérifier sur une fonction indicatrice d'un intervalle, puis l'étendre aux fonctions en escalier par linéarité de l'intégrale, puis aux fonctions mesurables positives par convergence monotone et enfin à une fonction mesurable quelconque en la décomposant selon ses parties positives et négatives. On obtient :

$$\mathbb{E}[h(Y)|X = n] = \frac{\mathbb{E}[h(Y)\mathbb{1}_{X=n}]}{\mathbb{P}(X = n)} = (a+b)^{n+1} \int_0^\infty h(y) \frac{y^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy := \phi(n),$$

et par définition

$$\mathbb{E}[h(Y)|X] = \phi(X).$$

En particulier,

$$\mathbb{E}[Y|X = n] = (a+b)^{n+1} \int_0^\infty \frac{y^{n+1}}{n!} \exp(-(a+b)y) dy = \frac{n+1}{a+b}.$$

On a ensuite

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left[\frac{Y}{X+1}\right] &= \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[\frac{Y}{X+1} \middle| X\right]\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\frac{1}{X+1} \mathbb{E}[Y|X]\right] \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n+1} \mathbb{E}[Y|X = n] \mathbb{1}_{\{X=n\}}\right] \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n+1} \mathbb{E}[Y|X = n] \mathbb{P}(X = n) \\ &= \frac{1}{a+b} \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(X = n) = \frac{1}{a+b}. \end{aligned}$$

Puis, pour toute fonction h mesurable telle que $h(Y)$ soit intégrable, on a

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[h(Y)] &= \sum_{n=0}^{\infty} b \int_0^{\infty} h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy \\ &= b \int_0^{\infty} h(y) \exp(-by) dy,\end{aligned}$$

donc la densité de la loi de Y est la fonction

$$q(y) = be^{-by} \mathbb{1}_{\{y>0\}}.$$

Ainsi, pour toute fonction h bornée,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\mathbb{1}_{X=n}h(Y)] &= b \int_0^{\infty} h(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-(a+b)y) dy \\ &= \int_0^{\infty} h(y)q(y) \frac{(ay)^n}{n!} \exp(-ay) dy \\ &= \mathbb{E}\left[h(Y) \frac{(aY)^n}{n!} \exp(-aY)\right].\end{aligned}$$

Cela implique que

$$\mathbb{P}(X = n|Y) = \frac{(aY)^n}{n!} \exp(-aY).$$

On en déduit finalement

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X|Y] &= \sum_{n=1}^{\infty} n\mathbb{P}(X = n|Y) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(aY)^n}{(n-1)!} \exp(-aY) \\ &= aY.\end{aligned}$$

Exercice 4 (Espérance conditionnelle et vecteurs gaussiens)

Soit (X_1, X_2) un vecteur gaussien de moyenne $\begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \end{pmatrix}$ et de matrice de covariance $\begin{pmatrix} k_{11} & k_{12} \\ k_{12} & k_{22} \end{pmatrix}$ avec $k_{22} > 0$. Montrer que

$$\mathbb{E}[X_1|X_2] = m_1 + \frac{k_{12}}{k_{22}}(X_2 - m_2).$$

Solution de l'exercice 4 On pose $\varphi(x) = m_1 + \frac{k_{12}}{k_{22}}(x - m_2)$. On veut montrer que pour toute fonction mesurable bornée g , on a

$$\mathbb{E}[X_1g(X_2)] = \mathbb{E}[\varphi(X_2)g(X_2)].$$

Cela équivaut à

$$\mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2))g(X_2)] = 0.$$

On va montrer que les variables $X_1 - \varphi(X_2)$ et $X_2 - m_2$ sont en fait indépendantes. Comme (X_1, X_2) est gaussien, le vecteur $(X_1 - \varphi(X_2), X_2 - m_2)$ est gaussien. Il est de plus centré comme le vérifie un rapide

calcul, donc pour montrer l'indépendance des composantes, il suffit de vérifier

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2))(X_2 - m_2)] &= \mathbb{E}[(X_1 - m_1)(X_2 - m_2)] - \frac{k_{12}}{k_{22}}\mathbb{E}[(X_2 - m_2)(X_1 - m_1)] \\ &= k_{12} - \frac{k_{12}}{k_{22}}k_{22} \\ &= 0,\end{aligned}$$

donc $X_1 - \varphi(X_2)$ et $X_2 - m_2$ sont bien indépendantes. Pour toute fonction mesurable bornée g , on a donc bien

$$\mathbb{E}[(X_1 - \varphi(X_2))g(X_2)] = \mathbb{E}[X_1 - \varphi(X_2)]\mathbb{E}[g(X_2)] = 0.$$

Exercice 5 (Un peu d'abstract nonsense)

Soient X et Y deux variables aléatoires sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ à valeurs respectivement dans E et F . Soit \mathcal{G} une sous-tribu de \mathcal{F} . On suppose que X est indépendante de \mathcal{G} et que Y est \mathcal{G} -mesurable. Montrer que pour toute fonction mesurable $g : E \times F \rightarrow \mathbb{R}^+$, on a

$$\mathbb{E}[g(X, Y)|\mathcal{G}] = \int_E g(x, Y)P_X(dx)$$

où P_X désigne la loi de X . Le membre de droite est la composée de la variable aléatoire Y par l'application $\phi : y \rightarrow \int g(x, y)P_X(dx)$ (où ϕ est mesurable grâce au théorème de Fubini).

Solution de l'exercice 5 La variable aléatoire $\phi(Y)$ est $\sigma(Y)$ -mesurable, donc \mathcal{G} -mesurable. Pour montrer l'égalité p.s. $\mathbb{E}[g(X, Y)|\mathcal{G}] = \phi(Y)$, il suffit donc de vérifier que pour toute variable aléatoire Z positive \mathcal{G} -mesurable,

$$\mathbb{E}[g(X, Y)Z] = \mathbb{E}[\phi(Y)Z].$$

Notons $P_{(X, Y, Z)}$ la loi du triplet (X, Y, Z) , qui est une mesure de probabilité sur $E \times F \times \mathbb{R}^+$. Comme X est indépendante de (Y, Z) , on a

$$P_{(X, Y, Z)} = P_X \otimes P_{(Y, Z)}$$

et donc, en utilisant le théorème de Fubini,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[g(X, Y)Z] &= \int_{E \times F \times \mathbb{R}^+} g(x, y)zP_{(X, Y, Z)}(dx dy dz) \\ &= \int_{E \times F \times \mathbb{R}^+} g(x, y)zP_X(dx)P_{(Y, Z)}(dy dz) \\ &= \int_{F \times \mathbb{R}^+} z \left(\int_E g(x, y)P_X(dx) \right) P_{(Y, Z)}(dy dz) \\ &= \int_{F \times \mathbb{R}^+} z\phi(y)P_{(Y, Z)}(dy dz) \\ &= \mathbb{E}[\phi(Y)Z],\end{aligned}$$

ce qui est le résultat voulu.

Exercice 6 (Espérance conditionnelle et convergence en proba)

Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une suite de variables aléatoires positives sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ et $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$ une suite de sous-tribus de \mathcal{F} . On suppose que $\mathbb{E}[X_n|\mathcal{F}_n]$ converge en probabilité vers 0.

1. Montrer que X_n converge en probabilité vers 0.
2. Montrer que la réciproque est fautive.

Solution de l'exercice 6

1. Soit $\varepsilon > 0$. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on note A_n l'événement $\left\{ \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_n] > \frac{\varepsilon^2}{2} \right\}$. Alors par hypothèse $\mathbb{P}(A_n) \rightarrow 0$ quand $n \rightarrow +\infty$, donc $\mathbb{P}(A_n) \leq \frac{\varepsilon}{2}$ pour n assez grand. De plus, on a

$$\mathbb{E}[X_n \mathbb{1}_{A_n^c}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_n] \mathbb{1}_{A_n^c}] \leq \frac{\varepsilon^2}{2},$$

donc d'après l'inégalité de Markov,

$$\mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon \text{ and } A_n^c) \leq \frac{1}{\varepsilon} \mathbb{E}[X_n \mathbb{1}_{A_n^c}] \leq \frac{\varepsilon}{2},$$

d'où finalement

$$\mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon) \leq \mathbb{P}(A_n) + \mathbb{P}(X_n \geq \varepsilon \text{ and } A_n^c) \leq \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon$$

pour n assez grand. Comme c'est vrai pour tout ε , on en déduit le résultat.

2. Il suffit de prendre $\mathcal{F}_n = \{\emptyset, \Omega\}$ et (X_n) une suite qui converge en probabilité vers 0 mais pas dans L^1 . Par exemple, on peut prendre $\mathbb{P}(X_n = 0) = 1 - \frac{1}{n}$ et $\mathbb{P}(X_n = n^2) = \frac{1}{n}$.

Remarque Pour la question 1, un autre solution consiste à remplacer X_n par $\max(X_n, 1)$. En effet, montrer que X_n tend vers 0 en proba revient à montrer que $\max(X_n, 1)$ tend vers 0 en proba. De plus, les variables $\mathbb{E}[\max(X_n, 1) | \mathcal{F}_n]$ sont bornées par 1 et tendent vers 0 en proba, donc elles tendent vers 0 dans L^1 , donc

$$\mathbb{E}[\max(X_n, 1)] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[\max(X_n, 1) | \mathcal{F}_n]] \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0.$$

On a donc $\max(X_n, 1) \rightarrow 0$ dans L^1 , et donc aussi en proba.

Exercice 7 (Espérance conditionnelle et positivité)

Soit X une variable aléatoire positive sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ et \mathcal{G} une sous-tribu de \mathcal{F} . Montrer que $\{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] > 0\}$ est le plus petit ensemble \mathcal{G} -mesurable (aux ensembles négligeables près) qui contient $\{X > 0\}$.

Solution de l'exercice 7 La variable aléatoire $\mathbb{E}[X | \mathcal{G}]$ est par définition \mathcal{G} -mesurable, et $]0, +\infty[$ est un borélien, donc $\{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] > 0\}$ est un ensemble \mathcal{G} -mesurable. De plus, par définition de l'espérance conditionnelle,

$$\mathbb{E}[X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = 0}] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = 0}] = 0.$$

Or $X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = 0} \geq 0$ p.s., donc $X \mathbb{1}_{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = 0} = 0$ p.s.. Cela signifie que

$$\{X > 0\} \subset \{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] > 0\}$$

à un ensemble négligeable près.

D'autre part, soit A un ensemble \mathcal{G} -mesurable contenant $\{X > 0\}$. Alors on a $X = 0$ p.s. sur A^c . Toujours par définition de l'espérance conditionnelle on a donc

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] \mathbb{1}_{A^c}] = \mathbb{E}[X \mathbb{1}_{A^c}] = 0.$$

De même $\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] \geq 0$, donc sur A^c on a $\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = 0$ p.s., soit $\{\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] > 0\} \subset A$ à un ensemble négligeable près.

Exercice 8 Soit X une variable intégrable sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ et \mathcal{G} une sous-tribu de \mathcal{F} . Soit Y une v.a. \mathcal{G} -mesurable, on veut montrer que $\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = Y$. Montrer que si Π est un ensemble de parties de Ω qui contient Ω , stable par intersections finies et dont la tribu engendrée est \mathcal{G} , il suffit de montrer

$$\forall \pi \in \Pi, \mathbb{E}[X \mathbb{1}_\pi] = \mathbb{E}[Y \mathbb{1}_\pi].$$

Solution de l'exercice 8 C'est une application du lemme de classe monotone : en effet, il est facile de vérifier que l'ensemble des $A \in \mathcal{G}$ tels que $\mathbb{E}[X \mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[Y \mathbb{1}_A]$ est une classe monotone, donc contient la classe monotone engendrée par Π , qui est \mathcal{G} d'après le lemme de classe monotone.

Exercice 9 (Indépendance conditionnelle)

On dit que deux variables aléatoires X et Y à valeurs dans un espace (E, \mathcal{E}) sont indépendantes conditionnellement à \mathcal{G} si pour toutes fonctions f et g de E dans \mathbb{R}^+ mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

1. Que signifie ceci si $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\}$? Si $\mathcal{G} = \mathcal{E}$?
2. Montrer que la définition précédente équivaut à : pour toute variable aléatoire Z positive \mathcal{G} -mesurable, pour toutes fonctions f et g de \mathbb{R} dans \mathbb{R}^+ mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X)Z\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]],$$

et aussi à : pour toute fonction g de \mathbb{R} dans \mathbb{R}^+ mesurable,

$$\mathbb{E}[g(Y)|\sigma(\mathcal{G}, X)] = \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

Solution de l'exercice 9

1. Si $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\}$, l'égalité s'écrit

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)] = \mathbb{E}[f(X)] \mathbb{E}[g(Y)]$$

pour toutes fonctions f et g de \mathbb{R} dans \mathbb{R}^+ mesurables, c'est à dire que X et Y sont indépendantes. Si $\mathcal{G} = \mathcal{E}$, l'égalité est triviale et on ne peut rien dire sur les variables X et Y .

2. On suppose que pour toutes fonctions f et g de \mathbb{R} dans \mathbb{R}^+ mesurables,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

Soit Z une variable aléatoire \mathcal{G} -mesurable positive. Alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] Z] \\ &= \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z] \\ &= \mathbb{E}[f(X)\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z], \end{aligned}$$

car $\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}] Z$ est \mathcal{G} -mesurable. Réciproquement, on suppose que pour toutes fonctions f et g de \mathbb{R} dans \mathbb{R}^+ mesurables, et pour toute variable aléatoire \mathcal{G} -mesurable positive Z ,

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X)\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]Z].$$

Alors comme $Z\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$ est \mathcal{G} -mesurable positive, on a

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)Z] = \mathbb{E}[f(X)\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]Z] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}]\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]Z],$$

et par la propriété caractéristique de l'espérance conditionnelle, comme $\mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}]\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$ est \mathcal{G} -mesurable, on obtient

$$\mathbb{E}[f(X)g(Y)|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}]\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}].$$

Pour la seconde équivalence, supposons X et Y indépendantes conditionnellement à \mathcal{G} . On veut montrer que pour tout $A \in \sigma(\mathcal{G}, X)$, on a

$$\mathbb{E}[g(Y)\mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]\mathbb{1}_A].$$

D'après l'exercice précédent, il suffit de le montrer pour des A de la forme $X^{-1}(B) \cap G$, avec $G \in \mathcal{G}$ et $B \in \mathcal{E}$, ce qui est un cas particulier de l'équivalence précédente avec $f(X) = \mathbb{1}_{X \in B}$ et $Z = \mathbb{1}_G$. Pour la réciproque, si $\mathbb{E}[g(Y)|\sigma(\mathcal{G}, X)] = \mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]$ pour toute fonction g mesurable positive, alors pour toutes g mesurable positive et U variable $(\sigma(\mathcal{G}, X))$ -mesurable :

$$\mathbb{E}[g(Y)U] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[g(Y)|\mathcal{G}]U],$$

et il suffit d'appliquer ce résultat aux variables U de la forme $Zf(X)$ avec f mesurable positive et Z une variable \mathcal{G} -mesurable.

Exercice 10 On se donne deux variables aléatoires réelles positives X et Y , et on suppose que $\mathbb{E}[X|Y] = Y$ et $\mathbb{E}[Y|X] = X$.

1. Montrer que si X et Y sont dans L^2 , alors $X = Y$ p.s..
2. On se place maintenant dans le cas général. En étudiant des quantités de la forme $\mathbb{E}[Y\mathbb{1}_{X \leq a}]$, montrer que $X = Y$ p.s..

Solution de l'exercice 10

1. On calcule

$$\mathbb{E}[(X - Y)^2] = \mathbb{E}[X^2] + \mathbb{E}[Y^2] - 2\mathbb{E}[XY].$$

Or $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X\mathbb{E}[Y|X]] = \mathbb{E}[X^2]$ et de même $\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[Y^2]$, donc $\mathbb{E}[(X - Y)^2] = 0$ et $X = Y$ p.s..

On peut aussi le voir autrement en utilisant l'interprétation de l'espérance conditionnelle dans L^2 : il existe deux projections orthogonales p et q telles que $p(X) = Y$ et $q(Y) = X$, donc

$$\|X\| = \|q(Y)\| \leq \|Y\|$$

et de même dans l'autre sens. On a donc égalité, donc $Y \in \text{Im}(q)$, donc $X = q(Y) = Y$.

2. Soit $a \geq 0$. L'égalité

$$\mathbb{E}[X\mathbb{1}_{X \leq a}] = \mathbb{E}[Y\mathbb{1}_{X \leq a}]$$

est une conséquence immédiate de la définition de l'espérance conditionnelle. Notons que le membre de gauche est fini, donc le membre de droite l'est aussi. L'égalité se réécrit

$$\mathbb{E}[(X - Y)\mathbb{1}_{X \leq a}] = 0,$$

où la variable $(X - Y)\mathbb{1}_{X \leq a}$ est intégrable car c'est la différence de deux variables intégrables. De manière symétrique, on obtient

$$\mathbb{E}[(X - Y)\mathbb{1}_{Y \leq a}] = 0$$

donc, en faisant la différence des deux,

$$\mathbb{E}[(X - Y)(\mathbb{1}_{Y \leq a} - \mathbb{1}_{X \leq a})] = 0.$$

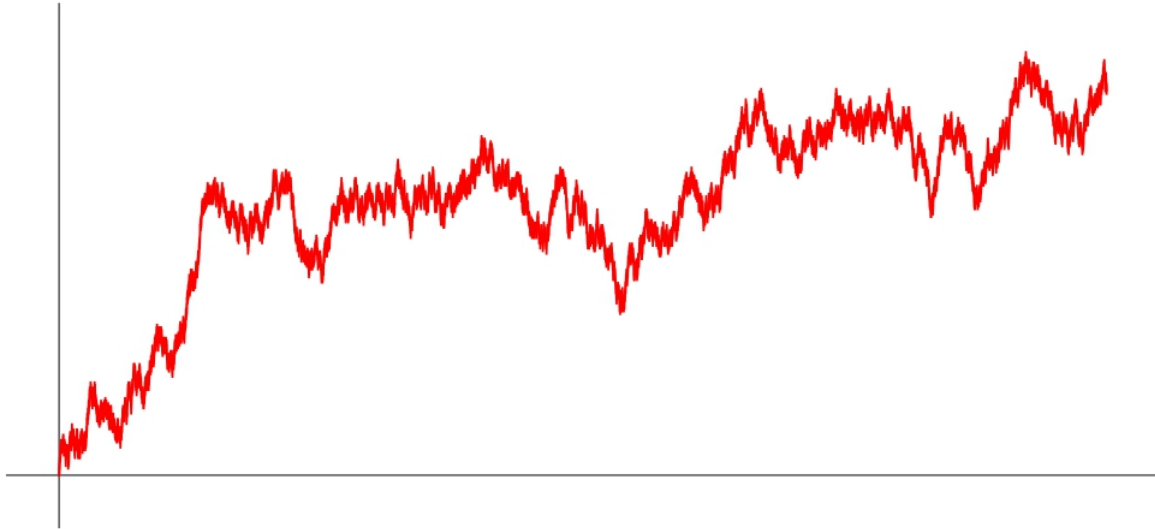
Or, si $\mathbb{1}_{Y \leq a} - \mathbb{1}_{X \leq a} > 0$ alors $Y \leq a < X$, et si $\mathbb{1}_{Y \leq a} - \mathbb{1}_{X \leq a} < 0$ alors $Y > a \geq X$. La variable $(X - Y)(\mathbb{1}_{Y \leq a} - \mathbb{1}_{X \leq a})$ est donc positive. Comme elle est d'espérance nulle, elle est nulle p.s.. On en déduit

$$\mathbb{1}_{Y \leq a} = \mathbb{1}_{X \leq a} \quad \text{p.s..}$$

Presque sûrement, ceci est vrai pour tout a rationnel positif, donc presque sûrement il n'existe pas de a rationnel tel que $X \leq a < Y$, d'où $X \geq Y$ p.s.. On a de même l'inégalité inverse, d'où $X = Y$ p.s..

2 Jolie image

Exercice 11 Que représente la jolie image ci-dessous ?



Solution de l'exercice 11 Il s'agit d'une marche aléatoire conditionnée à rester positive, de longueur 10000. Comme la probabilité que $X_n \geq 0$ pour tout n est nulle, cet objet n'est a priori pas défini. Pour le définir, on considère la marche aléatoire conditionnée à atteindre k avant d'atteindre -1 , puis on fait tendre k vers $+\infty$.

Comme la marche aléatoire normale, elle converge après renormalisation vers un "mouvement brownien conditionné à rester positif". Fait amusant : ce processus a la même loi que le processus

$$\left(\sqrt{X_t^2 + Y_t^2 + Z_t^2} \right)_{t \geq 0},$$

où X , Y et Z sont trois mouvements browniens indépendants. Il est appelé *processus de Bessel de dimension 3*.