

TD Master 2 – Martingales et calcul stochastique

Corrigé des exercices du chapitre 6 – Théorèmes de convergence

Exercice 6.1

On considère le processus de Galton–Watson Z_n introduit dans l'exercice 4.4.

1. Montrer que $X_n = Z_n/\mu^n$ converge dans L^2 vers une variable aléatoire X d'espérance égale à 1.

Nous avons montré précédemment que

$$\mathbb{E}(\langle X \rangle_\infty) = \sigma^2 \sum_{m=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}(X_{m-1})}{\mu^{m+1}} = \sigma^2 \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{\mu^{m+1}} = \frac{\sigma^2}{\mu(\mu-1)} < \infty.$$

Par la proposition 6.3.2 du cours, $\mathbb{E}(X_n^2)$ est uniformément bornée, donc X_n converge dans L^2 vers une variable aléatoire X . Comme X_n converge à fortiori dans L^1 , on a $\mathbb{E}(X) = 1$, et également $\mathbb{P}\{X > 0\} = 1 - \rho$.

2. On suppose $p_0 > 0$. A l'aide de la loi 0–1 de Lévy, montrer que Z_n converge presque sûrement vers une variable aléatoire $Z_\infty : \Omega \rightarrow \{0, +\infty\}$.

Indications : Soit $A = \{\lim_{n \rightarrow \infty} Z_n < \infty\}$ et $B = \{\exists n : Z_n = 0\}$. Montrer que dans A , on a $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(1_B | \mathcal{F}_n) = 1_B$, et en déduire que $A \subset B$. Conclure en établissant que $Z_\infty = \infty$ dans A^c et $Z_\infty = 0$ dans B .

S'il y a Z_n individus au temps n , alors $Z_{n+1} = 0$ si et seulement si chacun des Z_n individus n'a aucun descendant, ce qui arrive avec probabilité $p_0^{Z_n}$. Ceci montre que $\mathbb{E}(1_{\{Z_{n+1}=0\}} | \mathcal{F}_n) = p_0^{Z_n}$, et donc que $\mathbb{E}(1_B | \mathcal{F}_n) \geq p_0^{Z_n}$. Or si $\omega \in A$, alors il existe $L = L(\omega)$ tel que $Z_n(\omega) \leq L(\omega)$ pour tout n . Il suit que $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(1_B | \mathcal{F}_n)(\omega) \geq p_0^L$ pour ces ω . Mais par la loi 0–1 de Lévy, cette limite vaut $1_B(\omega)$. Par conséquent, $1_B(\omega) = 1$ pour tout $\omega \in A$, ou encore $A \subset B$.

D'une part, par définition, $Z_\infty = \infty$ dans A^c . D'autre part, $B \subset \{\lim_{n \rightarrow \infty} Z_n = 0\}$ et donc $Z_\infty = 0$ dans B . Ceci montre qu'en fait $A = B = \{Z_\infty = 0\}$ et $A^c = \{Z_\infty = \infty\}$.

Exercice 6.2

Un joueur dispose initialement de la somme $X_0 = 1$. Il joue à un jeu de hasard, dans lequel il mise à chaque tour une proportion λ de son capital, avec $0 < \lambda \leq 1$. Il a une chance sur deux de gagner le double de sa mise, sinon il perd sa mise.

L'évolution du capital X_n en fonction du temps n est décrite par

$$X_{n+1} = (1 - \lambda)X_n + \lambda X_n \xi_n \quad (n \geq 0)$$

où les ξ_n sont i.i.d., avec $\mathbb{P}\{\xi_n = 2\} = \mathbb{P}\{\xi_n = 0\} = 1/2$.

1. Montrer que X_n est une martingale.

Par construction, ξ_n est indépendant de $\mathcal{F}_n = \sigma(\xi_0, \dots, \xi_{n-1})$. Par conséquent $\mathbb{E}(\xi_n | \mathcal{F}_n) = \mathbb{E}(\xi_n) = 1$, et il suit que $\mathbb{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = (1 - \lambda)X_n + \lambda X_n = X_n$.

2. Calculer $\mathbb{E}(X_n)$.

Comme X_n est une martingale, $\mathbb{E}(X_n) = \mathbb{E}(\mathbb{E}(X_n | \mathcal{F}_0)) = \mathbb{E}(X_0) = 1$.

3. Discuter la convergence presque sûre de X_n lorsque $n \rightarrow \infty$.

X_n étant une surmartingale positive (donc $-X_n$ une sous-martingale bornée supérieurement), elle converge presque sûrement vers une variable aléatoire intégrable X .

4. Calculer $\mathbb{E}(X_n^2)$ par récurrence sur n .

Comme ξ_n est indépendante de \mathcal{F}_n , avec $\mathbb{E}(\xi_n) = 1$ et $\mathbb{E}(\xi_n^2) = 2$, on obtient $\mathbb{E}(X_{n+1}^2) = (1 + \lambda^2)\mathbb{E}(X_n^2)$ donc $\mathbb{E}(X_n^2) = (1 + \lambda^2)^n$.

5. Que peut-on en déduire sur la convergence dans L^2 de X_n ?

La suite $\mathbb{E}(X_n^2)$ diverge, donc la suite des X_n ne converge pas dans L^2 .

6. Déterminer le processus croissant $\langle X \rangle_n$.

On a $\mathbb{E}((X_{n+1} - X_n)^2 | \mathcal{F}_n) = \lambda^2 X_n^2 \mathbb{E}((\xi_n - 1)^2) = \lambda^2 X_n^2$, d'où

$$\langle X \rangle_n = \sum_{m=0}^{n-1} \mathbb{E}((X_{m+1} - X_m)^2 | \mathcal{F}_m) = \lambda^2 \sum_{m=0}^{n-1} X_m^2.$$

7. On suppose que le joueur mise à chaque tour la totalité de son capital, c'est-à-dire $\lambda = 1$.

(a) Calculer explicitement la loi de X_n .

Comme $X_{n+1} = X_n \xi_n$, on vérifie par récurrence que $X_n(\Omega) = \{0, 2^n\}$ avec

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\{X_n = 2^n\} &= \frac{1}{2^n}, \\ \mathbb{P}\{X_n = 0\} &= 1 - \frac{1}{2^n}. \end{aligned}$$

(b) Déterminer la limite presque sûre de X_n .

Comme $\mathbb{P}\{X_n = 0\} \rightarrow 1$ lorsque $n \rightarrow \infty$ et $X_n(\omega) = 0$ implique $X_m(\omega) = 0$ pour tout $m \geq n$, X_n converge presque sûrement vers $X = 0$.

(c) Discuter la convergence de X_n dans L^1 .

Les X_n sont-ils uniformément intégrables ?

On a $\mathbb{E}(|X_n - X|) = \mathbb{E}(|X_n|) = \mathbb{E}(X_n) = 1$ pour tout n , donc X_n ne converge pas dans L^1 . Les X_n ne peuvent donc pas être uniformément intégrables.

On peut aussi le voir directement à partir de la définition d'intégrabilité uniforme : on a

$$\mathbb{E}(|X_n| 1_{\{X_n > M\}}) = 2^n \mathbb{P}\{X_n > M\} = \begin{cases} 1 & \text{si } 2^n > M, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Par conséquent, $\sup_n \mathbb{E}(|X_n| 1_{\{X_n > M\}}) = 1$ pour tout M .

(d) Commenter ces résultats - est-ce que vous joueriez à ce jeu ?

C'est à vous de voir — sachant que vous allez perdre votre mise presque sûrement. Toutefois, il y a une probabilité non nulle de gagner beaucoup d'argent après tout nombre fini de tours.

Exercice 6.2

Un joueur mise sur les résultats des jets indépendants d'une pièce équilibrée. A chaque tour, il mise une somme $S \geq 0$. Si la pièce tombe sur Pile, son capital augmente de S , si elle tombe sur Face, le joueur perd sa mise et donc son capital diminue de S .

Une stratégie populaire en France au XVIIIe siècle est appelée La Martingale. Elle est définie comme suit :

- le joueur s'arrête de jouer dès qu'il a gagné la première fois (dès le premier Pile);
- il double sa mise à chaque tour, c'est-à-dire qu'il mise la somme $S_n = 2^n$ au nième tour, tant qu'il n'a pas gagné.

Soit Y_n le capital du joueur au temps n (après n jets de la pièce). On admettra que le capital initial est nul, et que le joueur a le droit de s'endetter d'une somme illimitée, c'est-à-dire que Y_n peut devenir arbitrairement négatif. Soit X_n le capital au temps n d'un joueur misant un Euro à chaque tour.

1. Montrer que la stratégie est prévisible, et écrire Y_n sous la forme $Y_n = (H \cdot X)_n$ en fonction du processus $\{X_n\}_{n \geq 0}$.

On a $Y_n = Y_{n-1} + H_n(X_n - X_{n-1})$ avec $H_n = 2^{n-1}1_{\{X_1=-1, X_2=-2, \dots, X_{n-1}=1-n\}}$ qui est clairement prévisible.

2. Montrer que $\{Y_n\}_{n \geq 0}$ est une martingale.

$$\mathbb{E}(Y_n | \mathcal{F}_{n-1}) = Y_{n-1} + H_n \mathbb{E}(X_n - X_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}) = Y_{n-1} + H_n \mathbb{E}(X_n - X_{n-1}) = Y_{n-1}.$$

3. Déterminer le processus croissant $\langle Y \rangle_n$. Calculer $\mathbb{E}(\langle Y \rangle_n)$ et discuter la convergence de Y_n dans L^2 .

On a $\mathbb{E}((Y_n - Y_{n-1})^2 | \mathcal{F}_{n-1}) = H_n^2$ donc $\langle Y \rangle_n = \sum_{m=1}^n H_m^2$.

Comme $\mathbb{E}(H_m^2) = 2^{2m} \mathbb{P}\{X_1 = -1, X_2 = -2, \dots, X_{m-1} = 1 - m\} = 2^{m+1}$, on obtient $\mathbb{E}(\langle Y \rangle_n) = \sum_{m=1}^n 2^{m+1} = 4(2^n - 1)$. Par conséquent, Y_n ne converge pas dans L^2 .

4. Déterminer l'image de Y_n , sa loi, et discuter la convergence presque sûre de Y_n . Quelle est sa limite?

Par inspection, on voit que Y_n prend les valeurs 1 et $1 - 2^n$, avec $\mathbb{P}\{Y_n = 1 - 2^n\} = 2^{-n}$ (si l'on a perdu n fois) et donc $\mathbb{P}\{Y_n = 1\} = 1 - 2^{-n}$.

On observe que $\mathbb{E}(Y_n^+) \leq 2$ pour tout n , donc Y_n converge presque sûrement vers une variable Y_∞ . L'expression de la loi de Y_n montre que $Y_\infty = 1$ presque sûrement, c'est-à-dire qu'on aura gagné un Euro avec probabilité 1.

5. Y_n converge-t-elle dans L^1 ?

Non, car $\mathbb{E}(Y_n) = 0 \neq 1 = \mathbb{E}(Y_\infty)$.

On suppose maintenant que la banque n'admet pas que le joueur s'endette de plus qu'une valeur limite L (on pourra supposer que $L = 2^k$ pour un $k \geq 1$). Par conséquent, le joueur est obligé de s'arrêter dès que son capital au temps n est inférieur à $-L + 2^{n+1}$. Notons Z_n ce capital.

6. Soit N la durée du jeu (le nombre de fois que le joueur mise une somme non nulle). Montrer que N est un temps d'arrêt et donner sa loi.

On a $N = \inf\{n \geq 1: Z_n - 2^{n-1} < -L \text{ ou } Z_n = 1\}$. C'est un temps d'arrêt puisqu'il s'agit d'un temps de premier passage. Sa loi est donnée par $\mathbb{P}\{N = n\} = 2^{-n}$ pour $n = 1, \dots, k-1$ et $\mathbb{P}\{N = k\} = 2^{-(k-1)}$.

7. Le processus Z_n est-il une martingale?

Oui car $Z_n = Y_{n \wedge N}$ est une martingale arrêtée.

8. Discuter la convergence presque sûre et dans L^1 de Z_n et commenter les résultats.

Comme dans le cas de Y_n , Z_n est une martingale telle que $\mathbb{E}(Z_n^+)$ est bornée, donc elle converge vers une variable aléatoire Z_∞ . On trouve $\mathbb{P}\{Z_\infty = 1\} = 1 - 2^{-k}$ et $\mathbb{P}\{Z_\infty = 1 - 2^k\} = 2^{-k}$. En particulier, $\mathbb{E}(Z_\infty) = 0 = \mathbb{E}(Z_n)$ donc Z_n converge dans L^1 . Avec la contrainte de la banque, la grande probabilité de faire un petit gain est donc compensée par la petite probabilité de faire une grande perte!

Exercice 6.4

Soit $X_0 = 1$. On définit une suite $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ récursivement en posant que pour tout $n \geq 1$, X_n suit la loi uniforme sur $]0, 2X_{n-1}]$ (c-à-d $X_n = 2U_n X_{n-1}$ où les U_n sont i.i.d. de loi uniforme sur $]0, 1]$).

1. Montrer que X_n est une martingale.

$$\mathbb{E}(X_n | \mathcal{F}_{n-1}) = \mathbb{E}(2U_n X_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}) = 2X_{n-1} \mathbb{E}(U_n | \mathcal{F}_{n-1}) = 2X_{n-1} \mathbb{E}(U_n) = X_{n-1}.$$

2. Calculer le processus croissant $\langle X \rangle_n$ et discuter la convergence de X_n dans L^2 .

On a

$$\mathbb{E}(X_n^2 | \mathcal{F}_{n-1}) = \mathbb{E}(4U_n^2 X_{n-1}^2 | \mathcal{F}_{n-1}) = 4X_{n-1}^2 \mathbb{E}(U_n^2) = \frac{4}{3} X_{n-1}^2.$$

Par conséquent, le processus croissant est donné par

$$\langle X \rangle_n = \sum_{m=1}^n \mathbb{E}(X_m^2 - X_{m-1}^2 | \mathcal{F}_{m-1}) = \frac{1}{3} \sum_{m=1}^n X_{m-1}^2.$$

Comme

$$\mathbb{E}(\langle X \rangle_n) = \frac{1}{3} \sum_{m=1}^n \mathbb{E}(X_{m-1}^2) = \frac{1}{3} \sum_{m=1}^n \left(\frac{4}{3}\right)^{m-1},$$

on a $\langle X \rangle_\infty = \infty$, donc la suite ne peut pas converger dans L^2 (on peut aussi observer directement que $\mathbb{E}(X_n^2)$ diverge).

3. Discuter la convergence presque sûre de X_n .

X_n est une surmartingale positive, donc elle converge presque sûrement (on peut aussi observer que c'est une sous-martingale telle que $\mathbb{E}(X_n^+) = \mathbb{E}(X_n) = 1 \forall n$).

4. Déterminer la limite presque sûre de X_n .

Indication : Considérer $Y_n = \log(X_n)$ ainsi que $Z_n = Y_n - \mathbb{E}(Y_n)$.

Comme $Y_n = Y_{n-1} + \log 2 + \log(U_n)$, on a

$$\mathbb{E}(Y_n) = \mathbb{E}(Y_{n-1}) + \log 2 + \mathbb{E}(\log(U_n)) = \mathbb{E}(Y_{n-1}) - [1 - \log 2],$$

et donc $\mathbb{E}(Y_n) = -n[1 - \log 2]$ tend vers $-\infty$ lorsque $n \rightarrow \infty$. On peut donc s'attendre à ce que Y_n converge vers $-\infty$, donc que X_n converge vers 0 presque sûrement.

Pour le montrer, nous devons contrôler les fluctuations de $Z_n = Y_n + n[1 - \log 2]$. On peut l'écrire sous la forme

$$Z_n = \sum_{k=1}^n V_k \quad \text{où} \quad V_k = 1 + \log(U_k).$$

Nous allons montrer que pour n assez grand, $Z_n \leq cn$ presque sûrement pour tout $c \in]0, 1[$. En prenant $0 < c < 1 - \log 2$, cela montrera qu'en effet Y_n converge presque sûrement vers $-\infty$, et donc $X_n \rightarrow 0$ p.s.

- Une première méthode consiste à écrire

$$\mathbb{P}\{Z_n > cn\} = \mathbb{P}\{e^{\gamma Z_n} > e^{\gamma cn}\} \leq e^{-\gamma cn} \mathbb{E}(e^{\gamma Z_n}) = [e^{-\gamma c} \mathbb{E}(e^{\gamma V_1})]^n.$$

Comme $e^{\gamma V_1} = e^{\gamma} U_1^\gamma$, on a

$$\mathbb{E}(e^{\gamma V_1}) = e^{\gamma} \int_0^1 x^\gamma dx = \frac{e^{\gamma}}{\gamma + 1}.$$

Il suit donc que

$$\mathbb{P} \{Z_n > cn\} \leq \left[\frac{e^{-\gamma(c-1)}}{\gamma+1} \right]^n$$

pour tout $\gamma > 0$. La meilleure borne est obtenue pour $\gamma = c/(1-c)$, et a la forme

$$\mathbb{P} \{Z_n > cn\} \leq [e^c(1-c)]^n.$$

La série de terme général $[e^c(1-c)]^n$ converge pour tout $c \in]0, 1[$, donc le lemme de Borel–Cantelli montre que

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{Z_n}{n} \leq c$$

presque sûrement. C'est le résultat cherché.

- Une seconde méthode de montrer que $Z_n \leq cn$ presque sûrement pour n assez grand consiste à écrire

$$\mathbb{P} \{|Z_n| > cn\} = \mathbb{P} \{Z_n^4 > (cn)^4\} \leq \frac{1}{(cn)^4} \mathbb{E} (Z_n^4).$$

On a

$$Z_n^4 = \sum_{i,j,k,l=1}^n V_i V_j V_k V_l.$$

On trouve facilement les moments

$$\mathbb{E} (V_i) = 0, \quad \mathbb{E} (V_i^2) = 1, \quad \mathbb{E} (V_i^3) = -2, \quad \mathbb{E} (V_i^4) = 9.$$

Comme les V_i sont indépendants, les seuls termes contribuant à $\mathbb{E} (Z_n^4)$ sont ceux qui contiennent soit quatre indices identiques, soit deux paires d'indices identiques. Un peu de combinatoire nous fournit alors

$$\mathbb{E} (Z_n^4) = n \mathbb{E} (V_1^4) + \binom{4}{2} \frac{n(n-1)}{2} \mathbb{E} (V_1^2)^2 = 3n^2 + 6n.$$

Ceci implique

$$\mathbb{P} \{|Z_n| > cn\} \leq \frac{3}{c^4 n^2},$$

et le lemme de Borel–Cantelli permet de conclure.

5. Discuter la convergence de X_n dans L^1 .

Nous avons montré que $X_n \rightarrow 0$ presque sûrement. Par conséquent, nous avons aussi $X_n \rightarrow 0$ en probabilité. Comme par ailleurs, $\mathbb{E} (|X_n|) = 1$ pour tout n , le Théorème 6.4.3 du cours montre que X_n ne peut pas converger dans L^1 .

Exercice 6.5

Soit U une variable aléatoire uniforme sur $[0, 1]$. Soit $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction uniformément lipschitzienne. Soit $I_{k,n} = [k2^{-n}, (k+1)2^{-n}[$ et soit \mathcal{F}_n la tribu sur $\Omega = [0, 1]$ engendrée par les $I_{k,n}$ pour $k = 0, \dots, 2^n - 1$.

On pose

$$X_n = \sum_{k=0}^{2^n-1} \frac{f((k+1)2^{-n}) - f(k2^{-n})}{2^{-n}} 1_{\{U \in I_{k,n}\}}.$$

1. Montrer que X_n est une martingale par rapport à \mathcal{F}_n .

Commençons par montrer que les X_n sont intégrables. Si K dénote la constante de Lipschitz, on a $|f((k+1)2^{-n}) - f(k2^{-n})| \leq K2^{-n}$, d'où

$$\mathbb{E}(|X_n|) \leq \sum_{k=0}^{2^n-1} K \mathbb{P}\{U \in I_{k,n}\} \leq K.$$

Pour calculer les espérances conditionnelles, on observe que chaque intervalle $I_{\ell,n}$ est la réunion disjointe des deux intervalles $I_{2\ell,n+1}$ et $I_{2\ell+1,n+1}$ de même longueur. Par conséquent

$$\mathbb{E}(1_{\{U \in I_{2\ell,n+1}\}} | \mathcal{F}_n) = \mathbb{E}(1_{\{U \in I_{2\ell+1,n+1}\}} | \mathcal{F}_n) = \frac{1}{2} 1_{\{U \in I_{\ell,n}\}}.$$

En séparant les termes pairs et impairs, on a

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) &= \sum_{\ell=0}^{2^n-1} \left[\frac{f((2\ell+1)2^{-(n+1)}) - f(2\ell 2^{-(n+1)})}{2^{-(n+1)}} \mathbb{E}(1_{\{U \in I_{2\ell,n+1}\}} | \mathcal{F}_n) \right. \\ &\quad \left. + \frac{f((2\ell+2)2^{-(n+1)}) - f((2\ell+1)2^{-(n+1)})}{2^{-(n+1)}} \mathbb{E}(1_{\{U \in I_{2\ell+1,n+1}\}} | \mathcal{F}_n) \right] \\ &= \sum_{\ell=0}^{2^n-1} \frac{f((2\ell+2)2^{-(n+1)}) - f(2\ell 2^{-(n+1)})}{2^{-(n+1)}} \frac{1}{2} 1_{\{U \in I_{\ell,n}\}} \\ &= \sum_{\ell=0}^{2^n-1} \frac{f((2\ell+2)2^{-n}) - f(2\ell 2^{-(n+1)})}{2^{-n}} 1_{\{U \in I_{\ell,n}\}} \\ &= X_n. \end{aligned}$$

2. Montrer que X_n converge presque sûrement. On note la limite X_∞ .

On a $\mathbb{E}(X_n^+) \leq \mathbb{E}(|X_n|) \leq K$, donc X_n converge presque sûrement vers une variable aléatoire X_∞ .

3. Discuter la convergence de X_n dans L^1 .

En bornant chaque fonction indicatrice par 1 et en utilisant à nouveau le caractère lipschitzien, on voit que $|X_n(\omega)|$ est borné par K pour tout ω . Par conséquent,

$$1_{\{|X_n| > M\}} = 0 \quad \text{pour } M > K,$$

donc les X_n sont uniformément intégrables. Il suit que X_n converge vers X_∞ dans L^1 .

4. Montrer que pour tout $0 \leq a < b \leq 1$,

$$\mathbb{E}(X_\infty 1_{\{U \in [a,b]\}}) = f(b) - f(a).$$

Pour tout n , on a

$$\begin{aligned} X_n 1_{\{U \in [a,b]\}} &= \sum_{k=0}^{2^n-1} \frac{f((k+1)2^{-n}) - f(k2^{-n})}{2^{-n}} 1_{\{U \in I_{k,n} \cap [a,b]\}} \\ &= \sum_{k: I_{k,n} \cap [a,b] \neq \emptyset} \frac{f((k+1)2^{-n}) - f(k2^{-n})}{2^{-n}} 1_{\{U \in I_{k,n}\}}. \end{aligned}$$

Soient $k_-(n)$ et $k_+(n)$ le plus petit et le plus grand k tel que $I_{k,n} \cap [a, b] \neq \emptyset$. Prenant l'espérance, comme $\mathbb{P}\{U \in I_{k,n}\} = 2^{-n}$ on voit que

$$\mathbb{E}(X_n 1_{\{U \in [a,b]\}}) = f((k_+(n) + 1)2^{-n}) - f(k_-(n)2^{-n}).$$

Lorsque $n \rightarrow \infty$, on a $k_-(n)2^{-n} \rightarrow a$ et $(k_+(n) + 1)2^{-n} \rightarrow b$.

5. On suppose f de classe C^1 . A l'aide de 4., expliciter $X_\infty(\omega)$ (si l'on note $U(\omega) = \omega$ pour tout $\omega \in \Omega$).

D'une part,

$$\mathbb{E}(X_\infty 1_{\{U \in [a,b]\}}) = \int_0^1 X_\infty(\omega) 1_{\{\omega \in [a,b]\}} d\omega = \int_a^b X_\infty(\omega) d\omega.$$

D'autre part, par le théorème fondamental du calcul intégral,

$$f(b) - f(a) = \int_a^b f'(\omega) d\omega.$$

On en conclut que

$$X_\infty(\omega) = f'(\omega).$$