

① C, proc stoc

Preuve

$(X_n)_{n \geq 0}$ est une martingale (resp sub martingale) $\% (\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$

$\Rightarrow (X_n^T)_{n \geq 0}$ est " " " " " " " " " " " "

Martingale. $\left(E(X_n^T) = E(X_{n+1}^T) = \dots = E(X_0^T) \right).$

Sub-marting. $\left(E(X_{n+1}^T) \leq E(X_n^T) \leq \dots \leq E(X_0^T) \right).$

a) T est bornée $\Rightarrow \exists m \in \mathbb{N} / T \leq m.$

$$X_n^T = \sum_{k=0}^n X_k \mathbb{1}_{(T=k)} + X_n \mathbb{1}_{(T > n)}$$

$n \geq m \Rightarrow \mathbb{1}_{(T > n)} = 0$ et $\mathbb{1}_{(T=k)} = 0$ si $k > m.$

$\cdot n \geq m \quad X_n^T = \sum_{k=0}^m X_k \mathbb{1}_{(T=k)} \Rightarrow |X_n^T| \leq \sum_{k=0}^m |X_k| = Y \in L^1(\mathcal{F})$

$\cdot X_n^T = X_{n \wedge T} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} X_T$

Grâce au th de CVD $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n^T) = E\left(\lim_{n \rightarrow +\infty} X_n^T\right) = E(X_T) = E(X_0)$ marting.

$\leq E(X_0)$ sub-marting.

$\Rightarrow \lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n^T) = E(X_T)$

b) $T < +\infty$ p.p.s et $(X_n^T)_{n \geq 0}$ bornée dans $L^1(\mathcal{P})$,

(càd: $\exists M > 0 / |X_n^T| \leq M$ p.p.s)

$$X_n^T = X_{n \wedge T} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} X_T \text{ sm } (T < +\infty) \text{ et } P(T < +\infty) = 1$$

$$\text{càd } X_n^T \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} X_T \text{ p.p.s.}$$

$$|X_n^T| = |X_{n \wedge T}| \leq M \text{ p.p.s.} \quad E(M) = M < +\infty$$

Grâce au th. CVD, on a:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_n^T) = E\left(\lim_{n \rightarrow +\infty} X_n^T\right) = E(X_T).$$

c) $T \in L^1(\mathcal{P})$ et $(\Delta X_n)_{n \geq 0}$ est bornée dans $L^1(\mathcal{P})$

(càd $\exists M > 0 / |\Delta X_n| \leq M$ p.p.s $\forall n \geq 0$).

$$\bullet E(T) < +\infty \Rightarrow P(T < +\infty) = 1 \Rightarrow X_n^T = X_{n \wedge T} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} X_T \text{ p.p.s.}$$

$$\bullet X_n^T = X_{n \wedge T} = (X_{n \wedge T} - X_{(n \wedge T)-1})$$

$$+ (X_{(n \wedge T)-1} - X_{(n \wedge T)-2})$$

$$+ \dots + (X_1 - X_0) + X_0.$$

$$|X_n^T| \leq \sum_{k=1}^{n \wedge T} |\Delta X_k| + |X_0| \leq M \cdot (n \wedge T) + |X_0|$$

$$\leq M \cdot T + |X_0| \in L^1(\mathcal{P})$$

$$\text{Grâce au th. CVD } \lim_{n \rightarrow +\infty} E(X_{n \wedge T}) = E\left(\lim_{n \rightarrow +\infty} X_{n \wedge T}\right) = E(X_T) = E(X_0)_{\text{m.}} \leq E(X_0)_{\text{sm.}}$$

② C. proc stoc

III - Théorèmes de convergence:

Th. 1 "admis"

Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une sur-martingale % à une filtration $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$,
bornée dans $L^1(\mathcal{P})$ (càd: $\sup_{n \geq 0} E(|X_n|) < +\infty$).

Alors: \exists une v.a.r. X_∞ , tq $E(|X_\infty|) < +\infty$

$$\text{et } X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P\text{-ps}} X_\infty.$$

Attention: La convergence de $(X_n)_{n \geq 0}$ vers X_∞ n'est pas forcée
dans $L^1(\mathcal{P})$ (càd: $E(|X_n - X_\infty|) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ Pas toujours)

Contre exemple:

$(U_k)_{k \geq 1}$ v.a. i.i.d / $P(U_k=0) = P(U_k=2) = \frac{1}{2}$.

~~(X_n)~~ $\mathcal{F}_n = \sigma(U_1, \dots, U_n)$; $X_n = \prod_{k=1}^n U_k$; $n \geq 1$
 $X_0 = 0$.

$$\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$$

X_n est \mathcal{F}_n -mesurable $\Rightarrow (X_n)_{n \geq 0}$ est adaptée à la
filtration $(\mathcal{F}_n)_{n \geq 0}$.

$$\bullet X_n \geq 0 \quad E(X_n) = \prod_{k=1}^n E(U_k) = (E(U_1))^n = 1$$

$$\Rightarrow \sup_{n \geq 0} E(|X_n|) = 1 < +\infty. \quad E(U_1) = 0 \times \frac{1}{2} + 2 \times \frac{1}{2} = 1.$$

$$E(X_{n+1} / \mathcal{F}_n) = E(X_n U_{n+1} / \mathcal{F}_n) = X_n E(U_{n+1} / \mathcal{F}_n)$$

\swarrow
 $X_n \text{ est } \mathcal{F}_n\text{-mes.}$

$$U_{n+1} \perp \mathcal{F}_n \implies X_n E(U_{n+1})$$

$$1 = E(U_1) = \dots = E(U_{n+1}) = X_n E(U) = X_n$$

D'après le th. précédent: $X_n \longrightarrow X_\omega$ p.p.s.

$$\text{et } E(|X_\omega|) < +\infty$$

$$\begin{aligned} (X_n \neq 0) &= (U_1 \neq 0, \dots, U_n \neq 0) \Rightarrow P(X_n \neq 0) \\ &= (P(U_1 \neq 0))^n \\ &= \left(\frac{1}{2}\right)^n \end{aligned}$$

$$E(\mathbb{1}_{(X_n \neq 0)}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

$$\left[\begin{array}{l} \mathbb{1}_{(X_n \neq 0)} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \mathbb{1}_{(X_\omega \neq 0)} \\ \mathbb{1}_{(X_n \neq 0)} \leq 1 \in L^1(\mathcal{P}) \end{array} \right] \Rightarrow E(\mathbb{1}_{(X_n \neq 0)}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} E(\mathbb{1}_{(X_\omega \neq 0)})$$

\searrow

$$\hookrightarrow E(\mathbb{1}_{(X_n \neq 0)}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} E(\mathbb{1}_{(X_\omega \neq 0)}) = P(X_\omega \neq 0) = 0.$$

càd $X_\omega = 0$ p.p.s.

$$E(|X_n - X_\omega|) = E(|X_n|) = E(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

③ C. proc stoc

Théorème: "convergence dans $L^2(\mathcal{P})$ "

Soit $(X_n)_{n \geq 0}$ une martingale bornée dans $L^2(\mathcal{P})$.
 (càd: $\sup_{n \geq 0} E(X_n^2) < +\infty$)

Alors: $(X_n)_{n \geq 0}$ converge P. ps. à une variable $L^2(\mathcal{P})$

vers une v.a.r X_∞ , avec $E(X_\infty^2) < +\infty$.

(càd: $X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\text{P. ps.}} X_\infty$ et $E((X_n - X_\infty)^2) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$)

Preuve:

$$\bullet X_n = (X_n - X_{n-1}) + \dots + (X_1 - X_0) + X_0 = \sum_{k=0}^n \Delta X_k$$

$\Delta X_0 = X_0$

$$\bullet E(\Delta X_k \cdot \Delta X_l) = 0 \quad ; \text{ pour } k \neq l.$$

NB: $E(X_{n+m} | \mathcal{F}_n) = X_n$

$$\leadsto E(E(X_{n+m} / \mathcal{F}_{n+m-1}) / \mathcal{F}_n)$$

$$\begin{aligned} E(X_{n+m} / \mathcal{F}_n) &= E(X_{n+m-1} / \mathcal{F}_n) \Bigg\} \text{ itération } m \\ &= E(X_n / \mathcal{F}_n) \\ &= X_n \end{aligned}$$

$$l < k; \\ \underline{0 \leq k-l \leq p}$$

$$\begin{aligned} E(\Delta X_k \Delta X_l) &= E(E(\Delta X_k \Delta X_l / \mathcal{F}_l)) \\ &= E(\Delta X_l E(\Delta X_k / \mathcal{F}_l)) \\ &= E\left[\Delta X_l \left(\underbrace{E(X_k / \mathcal{F}_l)}_{X_l} - \underbrace{E(X_{k-l} / \mathcal{F}_l)}_{X_l} \right)\right] \\ &= 0. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X_n^2) &= E\left(\left(\sum_{k=0}^n \Delta X_k\right)^2\right) = \sum_{\substack{k=0, \dots, n \\ l=0, \dots, n}} E(\Delta X_k \Delta X_l) \\ &= \sum_{k=0}^n E((\Delta X_k)^2) \end{aligned}$$

$$\sup_{n \geq 0} E(X_n^2) < +\infty \Rightarrow \sum_{k=0}^{+\infty} E((\Delta X_k)^2) < +\infty.$$

$$\begin{aligned} m < n: (X_n - X_m)^2 &= \left(\sum_{k=m+1}^n \Delta X_k\right)^2 \\ \Rightarrow E((X_n - X_m)^2) &= \sum_{k=m+1}^n E((\Delta X_k)^2) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{m \rightarrow +\infty} 0 \end{aligned}$$

$(X_n)_{n \geq 0}$ est de Cauchy dans $L^2(\mathcal{P})$, or $L^2(\mathcal{P})$ est complet.

$$\text{càd: } X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{L^2(\mathcal{P})} Y \quad E((X_n - Y)^2) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$$

où $Y \in L^2(\mathcal{P})$

$$E(|X_n|) \leq \left(E(X_n^2)\right)^{1/2}, \text{ or } \sup_n E(X_n^2) < +\infty \Rightarrow \sup_n E(|X_n|) < +\infty$$

④

C. p. et c. v.

Grâce au th. précédent :

$$X_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{P.P.S.} Z \quad E(|Z|) < +\infty$$

La c.v. en moyenne quadratique (càd $L^2(P)$)

\Rightarrow c.v. en proba.

La c.v. P.p.s. \Rightarrow La c.v. en proba.

L'unicité P.p.s. de la v.a. "limite" pour la c.v. en

Probabilité $\Rightarrow Y = Z$ P.p.s.
 X_∞