
EXAMEN SUR LES MARTINGALES
CORRECTION

PROBLÈME I

- 1) Comme Θ_{n+1} et E_{n+1} sont indépendantes conditionnellement à \mathcal{F}_n ,
 $\rightarrow E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[\Theta_{n+1}|\mathcal{F}_n]E[E_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[\Theta_{n+1}]E[E_{n+1}] = 0$.
 \rightarrow On peut le voir autrement - En effet, si $G_n = \sigma(X_1, \dots, X_{n-1}, E_n)$
on a $\mathcal{F}_n \subset G_{n+1}$ et $E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|G_{n+1}] = E_{n+1}E[\Theta_{n+1}|G_{n+1}] = E_{n+1}E[\Theta_{n+1}]$
donc $E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|G_{n+1}] = 0 \cdot E_{n+1}$ - Par suite,
 $E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|G_{n+1}]|\mathcal{F}_n] = E[0 \cdot E_{n+1}|\mathcal{F}_n]$
 $= 0 \cdot E[E_{n+1}|\mathcal{F}_n] = 0 \cdot E[E_{n+1}] = 0$.

\rightarrow De plus,

$$\begin{aligned} E[X_{n+1}|\mathcal{F}_n] &= E[\Theta_{n+1}X_n + E_{n+1}|\mathcal{F}_n] = E[\Theta_{n+1}X_n|\mathcal{F}_n] + E[E_{n+1}|\mathcal{F}_n] \\ &= X_n E[\Theta_{n+1}|\mathcal{F}_n] + E[E_{n+1}|\mathcal{F}_n] \\ &= X_n E[\Theta_{n+1}] + E[E_{n+1}] = 0 \cdot X_n. \end{aligned}$$

\rightarrow Ensuite, on a $E[E_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] = E[E_{n+1}^2] = \sigma^2$, $E[\Theta_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] = E[\Theta_{n+1}^2] = \tau^2$.
D'où en découle que

$$\begin{aligned} E[X_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] &= E[\Theta_{n+1}^2 X_n^2 + 2X_n \Theta_{n+1} E_{n+1} + E_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] \\ &= X_n^2 E[\Theta_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] + 2X_n E[\Theta_{n+1}E_{n+1}|\mathcal{F}_n] + E[E_{n+1}^2|\mathcal{F}_n] \\ &= \tau^2 X_n^2 + \sigma^2. \end{aligned}$$

2) Si $Y_n = X_n^2 / t^{2n}$, on a

$$\mathbb{E}[Y_{n+1} | \mathcal{F}_n] = \frac{\mathbb{E}[X_{n+1}^2 | \mathcal{F}_n]}{t^{2(n+1)}} = \frac{t^2 X_n^2 + \sigma^2}{t^{2(n+1)}} = Y_n + \frac{\sigma^2}{t^{2(n+1)}} \geq Y_n$$

→ Par suite, comme $Y_0 = 0$, on a pour tout $n \geq 1$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y_n] &= \mathbb{E}[Y_{n-1}] + \frac{\sigma^2}{t^{2n}} = \sigma^2 \sum_{k=1}^n t^{-2k} = \sigma^2 \sum_{k=1}^n (t^{-2})^k \\ &= \frac{\sigma^2}{t^2} \left(\frac{1-t^{-2n}}{1-t^{-2}} \right) = \left(\frac{\sigma^2}{t^2-1} \right) (1-t^{-2n}) \leq \frac{\sigma^2}{t^2-1} \end{aligned}$$

→ On en déduit que $\sup_{n \geq 1} \mathbb{E}[Y_n] \leq \frac{\sigma^2}{t^2-1} < +\infty$. La suite (Y_n) est donc une sous-martingale bornée dans L^1 .

3) Par le théorème de Doob, $Y_n \rightarrow Y$ p.s. avec Y intégrable.

4) On peut alors déduire du lemme de Toeplitz que

$$\frac{1}{t^{2n}} \sum_{k=1}^n X_k^2 = \frac{1}{t^{2n}} \sum_{k=1}^n t^{2k} Y_k \rightarrow \left(\frac{t^2}{t^2-1} \right) Y \text{ p.s.}$$

car $Y_n \rightarrow Y$ p.s. et $\sum_{k=1}^n t^{2k} = \left(\frac{t^2}{t^2-1} \right) (t^{2n} - 1) \sim \left(\frac{t^2}{t^2-1} \right) t^{2n}$.

5) La suite (θ_n^2) est une suite de variables aléatoires indépendantes

→ et de même loi intégrable avec $\mathbb{E}[\theta_n^2] = t^2$. On a donc

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \theta_k^2 \rightarrow t^2 \text{ p.s.}$$

6) On a

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_n - \theta &= \frac{A_n}{B_n} - \theta = \frac{A_n - \theta B_n}{B_n} = \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n X_k X_{k-1} - \theta X_{k-1} \\ &= \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n X_{k-1} (\theta X_{k-1} + \epsilon_k) - \theta X_{k-1} = \frac{1}{B_n} \sum_{k=1}^n X_{k-1} \epsilon_k + X_{k-1} (\epsilon_k - \theta). \end{aligned}$$

7) On tire de l'inégalité de Cauchy-Schwarz que

$$\left(\sum_{k=1}^n X_{k-1} \epsilon_k \right)^2 \leq \sum_{k=1}^n X_{k-1}^2 \sum_{k=1}^n \epsilon_k^2$$

→ Cependant, $\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \epsilon_k^2 \rightarrow \sigma^2$ et $\frac{1}{t^{2n}} \sum_{k=1}^n X_k^2 \rightarrow \left(\frac{t^2}{t^2-1} \right) Y$ p.s.

donc $\left(\sum_{k=1}^n X_{k-1} \epsilon_k \right)^2 = o(n t^{2n})$, $N_n^2 = o(n t^{2n})$ donc $N_n = o(t^{2n})$ p.s.

→ On tire de 4) que $\frac{B_n}{t^{2n}} \rightarrow \frac{Y}{t^2-1}$ p.s. ce qui implique ③
 $N_n = o(B_n)$ p.s. Par suite, si $\hat{\theta}_n \rightarrow \theta$ p.s. alors

$$V_n = \frac{1}{t^{2n}} \sum_{k=1}^n X_{k-1}^2 (\theta_k - \theta) \rightarrow 0 \text{ p.s.}$$

→ Cependant, $t^{2n} V_n = \sum_{k=1}^n X_{k-1}^2 (\theta_k - \theta) = t^{2(n-1)} V_{n-1} + X_{n-1}^2 (\theta_n - \theta)$ donc
 en divisant par $t^{2(n-1)}$,

$$t^2 V_n = V_{n-1} + Y_{n-1} (\theta_n - \theta)$$

→ Comme $V_n \rightarrow 0$ p.s., il en découle que $\theta_n \rightarrow \theta$ p.s. car $Y \neq 0$ p.s.
 Par suite, $\theta_n^2 \rightarrow \theta^2$ p.s.

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \theta_k^2 \rightarrow \theta^2 \text{ p.s.}$$

ce qui entraîne via de 5) que $\theta^2 = t^2$ ce qui est absurde car $t^2 > \theta^2$.

→ On peut conclure que $\hat{\theta}_n \not\rightarrow \theta$ p.s.

8) On a comme au 6)

$$\begin{aligned} \tilde{\theta}_n - \theta &= \frac{C_n}{D_n} - \theta = \frac{C_n - \theta D_n}{D_n} = \frac{1}{D_n} \sum_{k=1}^n a_{k-1} X_{k-1} (X_k - \theta X_{k-1}), \\ &= \frac{1}{D_n} \sum_{k=1}^n a_{k-1} X_{k-1} (E_k + (\theta_k - \theta) X_{k-1}), \\ &= \frac{M_n}{D_n}. \end{aligned}$$

9) Pour tout $x \in \mathbb{R}$, on a $(1-|x|)^2 = 1+x^2-2|x| \geq 0$ donc $1+x^2 \geq 2|x|$.
 → On en déduit que, pour tout $n \geq 1$, $a_n |X_n| \leq 1/2$. On a également
 $a_n X_n^2 \leq 1$. Par suite, pour tout $n \geq 1$

$$\begin{aligned} |M_n| &\leq \sum_{k=1}^n a_{k-1} |X_{k-1}| (|E_k| + |X_{k-1}| |\theta_k - \theta|) \\ &\leq \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n |E_k| + \sum_{k=1}^n |\theta_k - \theta| \leq \sum_{k=1}^n |E_k| + \sum_{k=1}^n |\theta_k - \theta| \end{aligned}$$

$$M_n^2 \leq 2 \left(\sum_{k=1}^n |E_k| \right)^2 + 2 \left(\sum_{k=1}^n |\theta_k - \theta| \right)^2 \leq 2n \left(\sum_{k=1}^n E_k^2 + \sum_{k=1}^n (\theta_k - \theta)^2 \right)$$

$E[M_n^2] \leq 2n(\sigma^2 + t^2)$ donc (M_n) est de carré intégrable.

→ De plus,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[M_{n+1} | \mathcal{F}_n] &= \mathbb{E}[M_n + a_n X_n \varepsilon_{n+1} + a_n X_n^2 (\theta_{n+1} - \theta) | \mathcal{F}_n] \\ &= M_n + a_n X_n \mathbb{E}[\varepsilon_{n+1} | \mathcal{F}_n] + a_n X_n^2 \mathbb{E}[\theta_{n+1} - \theta | \mathcal{F}_n] \\ &= M_n + a_n X_n \mathbb{E}[\varepsilon_{n+1}] + a_n X_n^2 (\mathbb{E}[\theta_{n+1}] - \theta) = M_n \end{aligned}$$

→ La suite (M_n) est donc une martingale de carré intégrable.

→ Si $l = \mathbb{E}[(\theta_n - \theta)^2] = \tau^2 - \theta^2$, on a

$$\mathbb{E}[(M_{n+1} - M_n)^2 | \mathcal{F}_n] = a_n^2 X_n^2 \sigma^2 + a_n^2 X_n^4 l$$

$$\langle M \rangle_n = \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(M_k - M_{k-1})^2 | \mathcal{F}_{k-1}] = \sigma^2 \sum_{k=1}^n a_{k-1}^2 X_{k-1}^2 + l \sum_{k=1}^n a_{k-1}^2 X_{k-1}^4$$

→ On en déduit aisément que $\langle M \rangle_n \leq (\sigma^2 + l)n$ donc $\langle M \rangle_n = O(n)$ p.s.

→ Par le 2), $a_n X_n^2 \rightarrow 1$ p.s. donc $\frac{1}{n} \mathcal{D}_n \rightarrow 1$ p.s. La loi des grands nombres pour les martingales entraîne alors que

$M_n = o(n)$ p.s. donc $M_n = o(\mathcal{D}_n)$ p.s. et par le 8)

$$\tilde{\theta}_n \rightarrow \theta \text{ p.s.}$$

10) Il est clair que $\langle M \rangle_n \rightarrow l$ p.s. Afin d'utiliser le théorème limite central, il suffit de vérifier la condition de Lindeberg = $\forall \varepsilon > 0$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[\mathbb{1}_{|\Delta M_k| > \varepsilon \sqrt{n}} (\Delta M_k)^2 | \mathcal{F}_{k-1}] \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$$

avec $\Delta M_k = M_k - M_{k-1}$. Mais, on a vu que

$$\begin{aligned} |\Delta M_{n+1}| &\leq |\varepsilon_{n+1}| + |\theta_{n+1} - \theta| \\ (\Delta M_{n+1})^4 &\leq 8(\varepsilon_{n+1}^4 + (\theta_{n+1} - \theta)^4) \end{aligned}$$

→ Par suite, $\mathbb{E}[(\Delta M_{n+1})^4 | \mathcal{F}_n] \leq 8 \mathbb{E}[\varepsilon_{n+1}^4] + 8 \mathbb{E}[(\theta_{n+1} - \theta)^4] \leq 8\sigma^4 + 64(\tau^4 + \theta^4)$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[\mathbb{1}_{|\Delta M_k| > \varepsilon \sqrt{n}} (\Delta M_k)^2 | \mathcal{F}_{k-1}] \leq \frac{1}{\varepsilon^2 n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(\Delta M_k)^4 | \mathcal{F}_{k-1}] = O\left(\frac{1}{n}\right)$$

→ la condition de Lindeberg est satisfaite donc si $l = \tau^2 - \theta^2$

$$\frac{M_n}{\sqrt{\langle M \rangle_n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0, 1), \quad \frac{M_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0, l), \quad \sqrt{n}(\tilde{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{\mathcal{L}} N(0, l).$$