

Correction Examen S2

Exercice 1 1/ L'évènement $A = \cap_{n \geq 1} \{a < S_n < b\}$ signifie que pour tout $n \geq 1$, $a < S_n < b$, ainsi il n'existera pas un $n \geq 1$ tel que $S_n \notin [a, b]$, donc T sera nécessairement infini, et donc $A = \{T = +\infty\}$.

2/ D'après la question 1/, $\{T < +\infty\} = A^c$. T est un temps d'arrêt, en effet, car T est le temps d'entrée dans l'ensemble $]-\infty, a[\cup]b, +\infty[$ donc T est un temps d'arrêt (voir exemple en cours sur le temps d'entrée dans un ensemble). Pour montrer que $T < +\infty$ p.s., c'est à dire $P(T < +\infty) = 1$, montrons que $P(A) = 0$ (car $P\{T < +\infty\} = P(A^c) = 1 - P(A)$). On a $A = \cap_{n \geq 1} \{a < S_n < b\}$ donc $\forall n \in \mathbb{N} : 0 \leq P(A) \leq P(a < S_n < b)$, et on a

$$P(a < S_n < b) = P\left(\frac{a - nm}{\sqrt{n}\sigma} < \frac{S_n - nm}{\sqrt{n}\sigma} < \frac{b - nm}{\sqrt{n}\sigma}\right),$$

avec $m = E(X_1)$ et $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X_1)}$. Comme $0 \leq p, q, r \leq 1$, X_1 est non-constante et donc $\sigma \neq 0$. D'après le théorème central limite

$$\frac{S_n - nm}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1).$$

Notons $\alpha_n = \frac{a - nm}{\sqrt{n}\sigma}$ et $\beta_n = \frac{b - nm}{\sqrt{n}\sigma}$. On a:

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \alpha_n = \lim_{n \rightarrow +\infty} \beta_n = \begin{cases} 0 & \text{si } m = 0 \\ -\infty & \text{si } m > 0 \\ +\infty & \text{si } m < 0. \end{cases}$$

Alors $P\left(\alpha_n < \frac{S_n - nm}{\sqrt{n}\sigma} < \beta_n\right) \rightarrow 0$ quand $n \rightarrow +\infty$. Par suite $P(A) = 0$ et donc $P(A^c) = P\{T < +\infty\} = 1$.

3/ On a $\varphi(\lambda) = E(\exp(\lambda X_1)) = pe^\lambda + qe^{-\lambda} + r$, donc $\varphi(\lambda) > 0$ et ainsi Y_n est une v.a. positive. Ainsi $E[|Y_n|] = E[Y_n] = (\varphi(\lambda))^{-n} E[\exp(\lambda S_n)]$, et on a $E[\exp(\lambda S_n)] = [E[\exp(\lambda X_1)]]^n = \varphi(\lambda)^n$ (d'après l'indépendance des X_i). Donc $E[Y_n] = 1$ d'où $E[Y_n] < +\infty$. $\forall n \geq 1$, Y_n est fonction de X_1, \dots, X_n donc Y_n est \mathcal{F}_n mesurable, d'où adaptée à la filtration \mathcal{F}_n . Aussi,

$$\begin{aligned} E[Y_{n+1} / \mathcal{F}_n] &= E\left[\exp(\lambda S_n + \lambda X_{n+1}) (\varphi(\lambda))^{-(n+1)} / \mathcal{F}_n\right] \\ &= \exp(\lambda S_n) (\varphi(\lambda))^{-(n+1)} E[\exp(\lambda X_{n+1}) / \mathcal{F}_n] \quad (\text{car } S_n \text{ est } \mathcal{F}_n \text{ mesurable}) \\ &= \exp(\lambda S_n) (\varphi(\lambda))^{-(n+1)} E[\exp(\lambda X_{n+1})] \quad (\text{car } X_{n+1} \text{ est indépendante de } \mathcal{F}_n) \\ &= \exp(\lambda S_n) (\varphi(\lambda))^{-(n+1)} E[\exp(\lambda X_1)] \quad (X_{n+1} \text{ a la même loi que } X_1) \\ &= \exp(\lambda S_n) (\varphi(\lambda))^{-(n+1)} \varphi(\lambda) = \exp(\lambda S_n) (\varphi(\lambda))^{-n} \\ &= Y_n. \end{aligned}$$

Donc $(Y_n, n \in \mathbb{N})$ est bien une martingale relativement à \mathcal{F}_n .

4/ S_T ne peut prendre que les deux valeurs $a - 1$ ou $b + 1$ (pour sortir de $[a, b]$). Si $\varphi(\lambda) > 1$ on a: $Y_T = (\varphi(\lambda))^{-T} \exp(\lambda S_T) \leq \max(e^{\lambda(a-1)}, e^{\lambda(b+1)})$ et donc $E(Y_T) < +\infty$ (Y_T est

intégrable). D'autre part, $E(Y_n 1_{\{T > n\}}) = \int_{\{T > n\}} Y_n dP \leq \int_{\{T > n\}} \exp(\lambda S_n) dP$ or $\{T > n\} \subset \{a < S_n < b\}$ d'où

$$\int_{\{T > n\}} \exp(\lambda S_n) dP \leq \max(e^{\lambda(a-1)}, e^{\lambda(b+1)}) P\{T > n\},$$

mais $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{T > n\} = P\{T = +\infty\} = 0$. Donc les condition du théorème d'arrêt sont vérifiées, ainsi $E(Y_T) = E(Y_1) = 1$, finalement

$$E(Y_T) = E\left[\exp(\lambda S_T) (\varphi(\lambda))^{-T}\right] = 1.$$

5/ pour $p = q = 1/2$ on a que $E(X_1) = 0$. S_n est une martingale, et S_T ne peut prendre que les deux valeurs $a - 1$ ou $b + 1$, ainsi

$$E(|S_n| 1_{\{T > n\}}) = \int_{\{T > n\}} |S_n| dP \leq \max\{|a - 1|, |a + 1|\} P\{T > n\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Par suite $E(S_T) = E(S_1) = E(X_1) = 0$. On a: $P(S_T = a) = 0$ et $P(S_T = b) = 0$.

Exercice 2 (8 pts) Soit S_t le prix d'une action en bourse au temps t . On suppose que le prix d'une action est modélisé par un mouvement Brownien géométrique $S_t = S_0 \exp(\mu t + \sigma W_t)$, où W_t est un processus de Wiener. On suppose que $S_0 = 1$.

1/ Supposons que les valeurs des paramètres sont $\mu = 0.05$ et $\sigma = 0.09$. Sachant que $S_3 = 60$, trouver la probabilité que le prix S_{12} est supérieur à 120.

On suppose désormais que $\mu \in \mathbb{R}$ et $\sigma > 0$ quelconques.

2/ Trouver la médiane et l'espérance de S_t .

3/ Donner une expression de l'espérance conditionnelle $E[S_t / \mathcal{F}_s]$, avec $s < t$ et \mathcal{F}_t la filtration associé à S .

4/ Donner les conditions sur μ et σ pour que $\{S_t, t \geq 0\}$ soit une martingale.

5/ Quelle est la limite de la médiane quand t tend vers ∞ . Conclure si l'action serait ou non, à long terme, un bon investissement dans ce cas.

Exercice 3 (5 pts) Soit $W(t)$ un mouvement Brownien et $0 = t_0^n < t_1^n < \dots < t_n^n = T$, avec $t_j^n = \frac{jT}{n}$ une partition de l'intervalle $[0, T]$. Sachant que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^{n-1} (W(t_{j+1}^n) - W(t_j^n))^2 = T \text{ dans } L^2.$$

1/ Trouver la limite suivante dans L^2 : $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=0}^{n-1} W(t_j^n) (W(t_{j+1}^n) - W(t_j^n))$.

2/ Trouver $\int_0^T W(t) dW(t)$.