

## 3.7 Exercices

**Exercice 3.3.** Montrer qu'un processus  $(X_t)_{t \in \mathbb{T}}$ , muni de sa filtration naturelle  $(\mathcal{F}_t)_{t \in \mathbb{T}}$ , est une martingale si et seulement si pour tout  $s, t \in \mathbb{T}$ ,  $s \leq t$  et tout  $A \in \mathcal{F}_s$ ,

$$\int_A X_s dP = \int_A X_t dP.$$

**Exercice 3.4.** Soit  $(X_t)_{t \geq 0}$  une martingale à temps continu relativement à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ . Démontrer que si  $s \leq t$  :

$$E[(X_t - X_s)^2 | \mathcal{F}_s] = E[X_t^2 - X_s^2 | \mathcal{F}_s]$$

**Exercice 3.5.** Soit  $\{N(t)\}_{t \geq 0}$  un processus de Poisson de taux  $\lambda$  et  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$  la filtration naturelle associée. Montrer que le processus  $Y(t) = \exp\{\alpha N(t) - \lambda t(e^\alpha - 1)\}$  pour tout  $t \in \mathbb{R}_+$  et  $\alpha$  un paramètre réel, est une martingale.

**Exercice 3.6.** Soit  $\tau_1$  et  $\tau_2$  deux temps d'arrêt relativement à la filtration  $\mathcal{F}_n$ . Montrer que  $\tau_1 + \tau_2$ ,  $\tau_1 \vee \tau_2 = \sup\{\tau_1, \tau_2\}$  et  $\tau_1 \wedge \tau_2$  sont des temps d'arrêt.

**Exercice 3.7.** Montrer que pour  $s < t$  et  $A \in \mathcal{F}_s$ ,  $\tau = s\mathbf{1}_A + t\mathbf{1}_{A^c}$  est un temps d'arrêt.

**Exercice 3.8.** Soit  $\tau$  un temps d'arrêt relativement à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ ,  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{F} \forall t \geq 0$ .

1/ Montrer que  $\mathcal{F}_\tau = \{A \in \mathcal{F}, \forall t \geq 0, A \cap \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t\}$  est une tribu.

2/ Démontrer que  $\tau$  est  $\mathcal{F}_\tau$  mesurable.

3/ Soit  $\tau_1$  et  $\tau_2$  deux temps d'arrêt, tels que  $\tau_1 \leq \tau_2$  (p.s.). Montrer que  $\mathcal{F}_{\tau_1} \subset \mathcal{F}_{\tau_2}$ .

4/ Soit  $\{X(t), t \geq 0\}$  une martingale continue relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ . On suppose que  $\tau$  est borné p.s. Montrer que  $\{X(t \wedge \tau), t \geq 0\}$  est une martingale.

**Exercice 3.9.** Soit  $(M_t, t \geq 0)$  une  $(\mathcal{F}_t)$ -martingale et  $\tau$  un temps d'arrêt borné prenant ses valeurs dans un ensemble dénombrable. Soit  $Y$  une variable aléatoire bornée  $\mathcal{F}_\tau$  mesurable. Soit  $N_t = Y(M_t - M_{t \wedge \tau})$ . Montrer que  $(N_t)_{t \geq 0}$  est une martingale.

**Exercice 3.10.** Considérons l'espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  sur lequel sont construites deux filtrations  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$  et  $(\mathcal{G}_t)_{t \geq 0}$  satisfaisant  $\mathcal{F}_t \subseteq \mathcal{G}_t$ .

1) Soit  $\mathbf{M} = (M_t)_{t \geq 0}$  une  $\mathcal{F}_t$ -martingale (martingale par rapport à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ ) et soit  $\mathbf{N} = (N_t)_{t \geq 0}$  une  $\mathcal{G}_t$ -martingale. Est-ce que  $\mathbf{M}$  est une  $\mathcal{G}_t$ -martingale ? Est-ce que  $\mathbf{N}$  est une  $\mathcal{F}_t$ -martingale ? Justifiez vos réponses.

2) Soit  $T$  un  $\mathcal{F}_t$ -temps d'arrêt (temps d'arrêt par rapport à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ ) et  $S$  un  $\mathcal{G}_t$ -temps d'arrêt. Est-ce que  $S$  est un  $\mathcal{F}_t$ -temps d'arrêt ? Est-ce que  $T$  est un  $\mathcal{G}_t$ -temps d'arrêt ? Justifiez vos réponses.

**Exercice 3.11.** Soit  $T > 0$  un nombre réel. Pour  $0 = t_1 < \dots < t_n < t_{n+1} < \dots$  et  $i = 1, \dots, n, \dots$  soit  $\phi_i$  des fonctions bornées  $\mathcal{F}_{t_i}$ -mesurables et  $\phi_0$  une fonction bornée  $\mathcal{F}_0$ -mesurable. On définit le processus élémentaire  $X(t, \omega) = \phi_0(\omega)\mathbf{1}_{\{0\}}(t) + \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i(\omega)\mathbf{1}_{[t_i, t_{i+1}]}(t)$ . Montrer que  $(X(t))_{t \geq 0}$  est progressivement mesurable.

**Exercice 3.12.** Deux joueurs jouent à un jeu équitable. On note  $Z_n$  le résultat de la  $n^{\text{ième}}$  partie pour le premier joueur. Les  $Z_n$  sont indépendantes et :  $P(Z_n = +1) = P(Z_n = -1) = 1/2$ . On note  $\mathcal{F}_n$  la filtration engendrée par les résultats des  $n$  premières parties, et  $X_n$  la fortune du premier joueur après la  $n^{\text{ième}}$  partie. Sa fortune initiale est fixée :  $X_0 = a$ . pour tout  $n \geq 1$ , on a donc :

$X_n = a + Z_1 + \dots + Z_n$ . Le second joueur a une fortune initiale fixée à  $b$  et la partie se termine par la ruine de l'un des deux joueurs. On définit donc :  $T = \min \{n, X_n = 0 \text{ ou } X_n = a + b\}$ .

1/ Montrer que  $(X_n)_n$  est une martingale et que  $T$  est un temps d'arrêt, relativement à  $(\mathcal{F}_n)$ .

2/ Montrer que :  $P(T > n) \leq P(0 < X_n < a + b)$ . Dédurre du théorème de la limite centrale que  $P(T > n)$  tend vers 0, puis que  $T$  est fini.

3/ Dédurre du théorème d'arrêt que :  $P(X_T = 0) = \frac{b}{a+b}$  et  $P(X_T = a + b) = \frac{a}{a+b}$ .

4/ Montrer que  $E(X_T^2) - E(T) = a^2$ . Conclure que  $E(T) = ab$ .

5/ Observons que pour tout réel  $\lambda$  :  $E[e^{\lambda Z_n}] = \frac{e^\lambda + e^{-\lambda}}{2} = \cosh(\lambda)$ . Pour tout  $n \geq 0$ , on pose  $Y_n(\lambda) = \exp(\lambda X_n) (\cosh(\lambda))^{-n}$ . Montrer que  $(Y_n(\lambda))_n$  est une martingale.

6/ Dédurre du théorème d'arrêt que :  $E[(\cosh(\lambda))^{-T} (I_0(X_T) + e^{\lambda(a+b)} I_{a+b}(X_T))] = e^{\lambda a}$ .

**Exercice 3.13.** Soit  $(X_n)_{n \geq 1}$  une suite de v.a. indépendantes et de même loi donnée par :  $P(X_1 = +1) = p$ ,  $P(X_1 = -1) = q = 1 - p$ . On pose  $S_0 = 0$ ,  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  pour  $n \geq 1$ , et  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$

1/ Montrer que  $Z_n = \left(\frac{q}{p}\right)^{S_n}$  est une martingale par rapport à  $\mathcal{F}_n$ .

2/ Dédurre de l'inégalité maximale que :  $P(\sup_{n \geq 0} S_n \geq k) \leq \left(\frac{p}{q}\right)^k$  et que, lorsque  $q > p$

$$E\left(\sup_{n \geq 0} S_n\right) \leq \frac{p}{q - p}.$$

**Exercice 3.14.** Soit  $(M(t))_{t \geq 0}$  une martingale positive continue issue de  $a > 0$  ( $M(0) = a$ ) et telle que :  $\lim_{t \rightarrow \infty} M(t) = 0$  (p.s.). En introduisant le temps d'arrêt  $T_x = \inf\{t \geq 0, M(t) \geq x\}$ , montrer que  $S = \sup\{M(t); t \geq 0\}$  suit la même loi que  $\frac{a}{U}$  avec  $U$  une variable aléatoire uniforme sur  $]0, 1[$ .

**Exercice 3.15.** A la date 0, une urne contient une boule blanche et une boule noire. A la date 1, on prélève une boule, on note sa couleur, puis on la remet dans l'urne avec une boule supplémentaire de même couleur. on itère cette opération aux dates 2, 3, ... . Soit  $B_n$ ,  $n \geq 0$  le nombre de boules blanches dans l'urne après la  $n^{\text{ème}}$  opération.

1/ Montrer que la suite :  $X_n = \frac{B_n}{n+2}$  est une martingale relativement à  $\mathcal{F}_n = \sigma(B_1, \dots, B_n)$ .

2/ Montrer que le rapport du nombre de boules blanches au nombre de boules noires converge p.s. vers une limite.

## 3.8 Corrigés des Exercices

### Corrigé 3.3

Pour une martingale on a pour tout  $s \leq t$

$$E(X_t | \mathcal{F}_s) = X_s \text{ p.s.} \quad (3.39)$$

et d'après la définition de l'espérance conditionnelle pour tout  $A \in \mathcal{F}_s$

$$\int_A E(X_t | \mathcal{F}_s) dP = \int_A X_t dP. \quad (3.40)$$

Ainsi d'après (3.39)

$$\int_A E(X_t | \mathcal{F}_s) dP = \int_A X_s dP = \int_A X_t dP.$$

Maintenant si pour tout  $s, t \in \mathbb{T}$ ,  $s \leq t$  et tout  $A \in \mathcal{F}_s$ ,

$$\int_A X_s dP = \int_A X_t dP.$$

et d'après (3.40) on a

$$\int_A E(X_t | \mathcal{F}_s) dP = \int_A X_s dP. \quad (3.41)$$

La conclusion vient du Lemme 2.1.

### Corrigé 3.6

1/ Montrons que  $\{\tau_1 + \tau_2 > t\} \in \mathcal{F}_t$ . On a

$$\underbrace{\{\tau_1 + \tau_2 > t\}}_{CG} = \underbrace{\left( \bigcup_{\substack{r, s \in \mathbb{Q}^+, r+s > t \\ r \leq t, s \leq t}} \{\tau_1 > r\} \cap \{\tau_2 > s\} \right) \cup \{\tau_1 > t\} \cup \{\tau_2 > t\}}_{CD} \quad (3.42)$$

L'inclusion  $CD \subset CG$  est triviale. Il reste à montrer que  $CG \subset CD$  pour conclure que  $\{\tau_1 + \tau_2 > t\} \in \mathcal{F}_t$ . Pour  $\omega \in CG$ , si  $\tau_1(\omega) = 0$  ou  $\tau_2(\omega) = 0$ , alors  $\omega \in \{\tau_1 > t\} \cup \{\tau_2 > t\} \subset CD$ . Autrement, on a  $\tau_1(\omega) + \tau_2(\omega) > t$ ,  $\tau_1(\omega) > 0$ ,  $\tau_2(\omega) > 0$ . Dans ce cas, on peut toujours trouver deux nombres rationnels  $r, s$  tels que  $r + s > t$ ,  $r \leq t$ ,  $s \leq t$ ,  $\tau_1(\omega) > r \geq 0$ ,  $\tau_2(\omega) > s \geq 0$ . Alors  $\omega \in \{\tau_1 > r\} \cap \{\tau_2 > s\} \subset CD$ . Cela complète la preuve que  $CG = CD = \{\tau_1 + \tau_2 > t\} \in \mathcal{F}_t$ . Il s'ensuit que  $\{\tau_1 + \tau_2 \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ , i.e.  $\tau_1 + \tau_2$  est une temps d'arrêt relativement à la filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ .

2/

$$\{\tau_1 \vee \tau_2 \leq t\} = \{\tau_1 \leq t\} \cap \{\tau_2 \leq t\} \in \mathcal{F}_t. \quad (3.43)$$

$$\{\tau_1 \wedge \tau_2 > t\} = \{\tau_1 > t\} \cap \{\tau_2 > t\} \in \mathcal{F}_t. \quad (3.44)$$

**Corrigé 3.8**

2/ Montrons que  $\tau$  est  $\mathcal{F}_\tau$ -mesurable.

Il faut donc montrer que pour tout borélien  $B$  on a  $\tau^{-1}(B) \in \mathcal{F}_\tau$ . C'est à dire que  $\tau^{-1}(B) \cap \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ . Aussi on a  $\tau^{-1}(B) \cap \{\tau \leq t\} = (\tau \mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}})^{-1}(B)$ . Il suffit donc de montrer que  $\tau \mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}}$  est  $\mathcal{F}_t$ -mesurable. On peut écrire aussi  $\tau \mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}} = (\tau \wedge t) \mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}}$ . Comme  $\tau$  est un temps d'arrêt,  $\tau \wedge t$  et  $\mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}}$  sont  $\mathcal{F}_t$ -mesurable, alors il en est de même de  $\tau \mathbf{1}_{\{\tau \leq t\}}$ . Donc  $\tau$  est  $\mathcal{F}_\tau$ -mesurable.

3/ Montrons que si  $\tau_1 \leq \tau_2$  p.s. alors  $\mathcal{F}_{\tau_1} \subseteq \mathcal{F}_{\tau_2}$ .

Soit  $A \in \mathcal{F}_{\tau_1}$ , alors  $A \cap \{\tau_1 \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ . Comme  $\tau_1 \leq \tau_2$  p.s. alors  $\{\tau_2 \leq t\} \subseteq \{\tau_1 \leq t\}$ . En effet, si  $\omega \in \{\tau_2 \leq t\}$  alors  $\tau_1(\omega) \leq \tau_2(\omega) \leq t$ , ainsi  $\omega \in \{\tau_1 \leq t\}$ . on peut alors écrire

$$A \cap \{\tau_2 \leq t\} = [A \cap \{\tau_1 \leq t\}] \cap \{\tau_2 \leq t\} \in \mathcal{F}_t. \quad (3.45)$$

4/ Montrons que  $\{X(\tau \wedge t)\}_{t \geq 0}$  est une martingale relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ .

Soit  $\sigma$  un temps d'arrêt borné relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ . D'après le théorème d'arrêt (Théorème 3.6) de Doob, on a  $E[X(\tau \wedge \sigma)] = E[X(0)]$ . Puisque  $\sigma$  est arbitraire, on conclut aussi du Théorème 3.6 que  $\{X(\tau \wedge t)\}_{t \geq 0}$  est une martingale relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ .

**Corrigé 3.9**

Puisque  $Y$  est bornée alors le processus  $N_t$  est intégrable. De plus, il est adapté, puisque, pour tout borélien  $B$ , on a

$$\{N_t \in B\} = (\{Y(M_t - M_{t \wedge \tau}) \in B\} \cap \{\tau \leq t\}) \cup (\{0 \in B\} \cap \{\tau > t\}) \in \mathcal{F}_t.$$

Prenons maintenant un  $s < t$ . Alors nous avons

$$E[N_t \mid \mathcal{F}_s] = \underbrace{E[Y(M_t - M_{t \wedge \tau}) \mathbf{1}_{\{\tau > s\}} \mid \mathcal{F}_s]}_{I_1} + \underbrace{E[Y(M_t - M_{t \wedge \tau}) \mathbf{1}_{\{\tau \leq s\}} \mid \mathcal{F}_s]}_{I_2}$$

D'après le théorème d'arrêt

$$I_1 = E[E[Y(M_t - M_{t \wedge \tau}) \mathbf{1}_{\{\tau > s\}} \mid \mathcal{F}_\tau] \mid \mathcal{F}_s] = E[Y \overbrace{E[M_t - M_{t \wedge \tau} \mid \mathcal{F}_\tau]}^0 \mathbf{1}_{\{\tau > s\}} \mid \mathcal{F}_s] = 0$$

Pour le second terme, on peut aussi appliquer le théorème d'arrêt

$$\begin{aligned} I_2 &= E[Y(M_t - M_{t \wedge \tau}) \mathbf{1}_{\{\tau \leq s\}} \mid \mathcal{F}_s] = Y \mathbf{1}_{\{\tau \leq s\}} E[M_t - M_{t \wedge \tau} \mid \mathcal{F}_s] \\ &= \mathbf{1}_{\{\tau \leq s\}} Y(M_s - M_{s \wedge \tau}) = N_s. \end{aligned}$$

Ce qui termine la preuve.

**Corrigé 3.10**

1/  $\mathbf{M}$  n'est pas une  $\mathcal{G}_t$ -martingale car, pour  $s < t$ ,  $E(M_t \mid \mathcal{G}_s)$  peut ne pas être égale à  $M_s$ . Par exemple si  $\mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}_t \subset \mathcal{G}_s$  alors  $E(M_t \mid \mathcal{G}_s) = M_t$  et pas  $M_s$  puisque dans ce cas  $M_t$ , qui est  $\mathcal{F}_t$ -mesurable, serait  $\mathcal{G}_s$ -mesurable.

Pour un  $t$  fixé  $N_t$  n'est pas  $\mathcal{F}_t$ -mesurable, car pour  $B \in \mathcal{B}_{\mathbb{R}}$ , on a  $N_t^{-1}(B) \in \mathcal{G}_t$  mais  $N_t^{-1}(B)$  peut ne pas appartenir à  $\mathcal{F}_t$  car  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{G}_t$ . Donc  $\mathbf{N}$  n'est pas une  $\mathcal{F}_t$ -martingale.

2/  $\{T \leq t\} \in \mathcal{F}_t \subset \mathcal{G}_t$  donc  $T$  est un  $\mathcal{G}_t$ -temps d'arrêt.  $\{S \leq t\} \in \mathcal{G}_t$  mais  $\{S \leq t\}$  peut ne pas appartenir à  $\mathcal{F}_t$  car  $\mathcal{F}_t \subset \mathcal{G}_t$ . Donc  $S$  n'est pas un  $\mathcal{F}_t$ -temps d'arrêt.

**Corrigé 3.12**

1/ Pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , on a  $|X_n| \leq a + n < +\infty$ , alors  $X_n$  est intégrable.  $\{X_n\}_n$  est adaptée à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$  car pour  $n$  fixé  $X_n$  est fonction de  $Z_1, \dots, Z_n$  donc  $\mathcal{F}_n$ -mesurable.

Montrons maintenant la propriété martingale

$$\begin{aligned} E(X_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) &= E(X_n + Z_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) \\ &= X_n + E(Z_{n+1}) = X_n. \end{aligned}$$

$\{X_n\}_n$  est donc une martingale relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$ .

$T$  est le temps d'entrée du processus  $\{X_n\}_n$ , adapté à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$ , dans le borélien  $B = \{0, a + b\}$  et représente le temps de ruine de l'un des deux joueurs. Donc  $T$  est un temps d'arrêt relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$ .

2/ Si  $\omega \in \{T > n\}$  cela veut dire qu'aucun des deux joueurs ne s'est ruiné avant le temps  $n$  alors  $0 < X_n(\omega) < a + b$  donc  $\{T > n\} \subset \{0 < X_n < a + b\}$ . On déduit que  $P(T > n) \leq P(0 < X_n < a + b)$ .

On peut exprimer  $X_n$  par la somme  $X_n = a + Z_1 + \dots + Z_n$ , la suite  $\{Z_i\}_i$  étant i.i.d. on peut lui appliquer le Théorème Central Limite (TCL)

$$\begin{aligned} P(0 < X_n < a + b) &= P\left(0 < a + \sum_{i=1}^n Z_i < a + b\right) \\ &= P\left(-a < \sum_{i=1}^n Z_i < b\right) \\ &= P\left(\frac{-a}{\sqrt{n}} < \frac{\sum_{i=1}^n Z_i - nE(Z_1)}{\sqrt{n}\sqrt{V(Z_1)}} < \frac{b}{\sqrt{n}}\right) \\ &= \phi\left(\frac{b}{\sqrt{n}}\right) - \phi\left(\frac{-a}{\sqrt{n}}\right) \end{aligned}$$

où  $\phi$  est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite  $\mathcal{N}(0, 1)$ .

On déduit la limite

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(T > n) \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \left( \phi\left(\frac{b}{\sqrt{n}}\right) - \phi\left(\frac{-a}{\sqrt{n}}\right) \right) = 0.$$

On déduit que

$$P(T < +\infty) = 1 - P(T = \infty) = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P(T > n) = 1$$

donc  $T$  est fini presque sûrement.

3/ Puisque  $|X_{T \wedge n}| \leq a + b$  et  $T$  est un temps d'arrêt presque sûrement fini alors d'après la Proposition 3.4 on a

$$E(X_T) = E(X_0) = a \tag{3.46}$$

et d'après la définition du temps d'arrêt  $T$  on a

$$E(X_T) = 0 \times P(X_T = 0) + (a + b) \times P(X_T = a + b) = a. \tag{3.47}$$

On obtient

$$P(X_T = a + b) = \frac{a}{a + b}$$

et  $P(X_T = 0) = 1 - P(X_T = a + b) = b/(a + b)$ .

4/ Appliquons le théorème d'arrêt à la martingale  $\{X_n^2 - n\}_n$  (voir Exemple 3.2).

Nous allons, en premier, montrer le théorème d'arrêt à la martingale  $\{X_n^2 - n\}_n$  au temps d'arrêt  $T \wedge n$  borné pour  $n$  fixé, puis en faisant tendre  $n$  vers l'infini on obtient le résultat.

$$E(X_{T \wedge n}^2 - (T \wedge n)) = E(X_0^2 - 0) = a^2 \quad (3.48)$$

$$E(X_{T \wedge n}^2) - E(T \wedge n) = a^2. \quad (3.49)$$

On a la suite des temps  $(T \wedge n)_n$  est croissante et  $\lim_{n \rightarrow \infty} (T \wedge n) = T$  p.s. Le Théorème de Convergence Monotone (TCM) donne

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(T \wedge n) = E[\lim_{n \rightarrow \infty} (T \wedge n)] = E(T). \quad (3.50)$$

Aussi  $\lim_{n \rightarrow \infty} X_{T \wedge n}^2 = X_T^2$  et  $|X_{T \wedge n}^2| \leq (a + b)^2$ . En utilisant le Théorème de Convergence Dominée (TDM) on obtient

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_{T \wedge n}^2] = E[\lim_{n \rightarrow \infty} X_{T \wedge n}^2] = E(X_T^2).$$

Ainsi

$$\lim_{n \rightarrow \infty} [E(X_{T \wedge n}^2) - E(T \wedge n)] = E(X_T^2) - E(T) = a^2. \quad (3.51)$$

On déduit

$$E(T) = E(X_T^2) - a^2 = (a + b)^2 \frac{a}{a + b} - a^2 = ab.$$

### Corrigé 3.13

1/ Pour  $0 < p < 1$ , on a

$$E(|Z_n|) = E(Z_n) = \prod_{i=1}^n E \left[ \left( \frac{1-p}{p} \right)^{X_i} \right] = \left[ p \left( \frac{1-p}{p} \right) + (1-p) \left( \frac{p}{1-p} \right) \right]^n = 1$$

$Z_n$  est fonction de  $S_n$  qui est  $\mathcal{F}_n$ -mesurable et donc  $Z_n$  est aussi  $\mathcal{F}_n$ -mesurable. Donc le processus  $\{Z_n, n \geq 0\}$  est adapté à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}$ .

$$\begin{aligned} E(Z_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) &= E \left[ \left( \frac{1-p}{p} \right)^{S_n} \left( \frac{1-p}{p} \right)^{X_{n+1}} \mid \mathcal{F}_n \right] \\ &= \left( \frac{1-p}{p} \right)^{S_n} E \left[ \left( \frac{1-p}{p} \right)^{X_{n+1}} \right] \\ &= Z_n \left( p \left( \frac{1-p}{p} \right) + (1-p) \left( \frac{1-p}{p} \right)^{-1} \right) = Z_n \end{aligned}$$

2/ Notons d'abord que la première inégalité est triviale si  $p > q$ . Supposons donc  $p < q$ . Alors  $\sup_{n \geq 0} S_n \geq k$  si et seulement si

$$\sup_{n \geq 0} Z_n = \sup_{n \geq 0} \left( \frac{q}{p} \right)^{S_n} \geq \left( \frac{q}{p} \right)^k. \quad (3.52)$$

On a donc, appliquant l'inégalité maximale (Théorème 3.1) à la martingale  $\{Z_n, n \geq 0\}$

$$P\left(\sup_{0 \leq n \leq N} S_n \geq k\right) = P\left(\sup_{0 \leq n \leq N} Z_n \geq \left(\frac{q}{p}\right)^k\right) \leq \left(\frac{p}{q}\right)^k E(Z_N) \quad (3.53)$$

$$= \left(\frac{p}{q}\right)^k E(Z_0) = \left(\frac{p}{q}\right)^k \quad (3.54)$$

On fait tendre  $N \rightarrow \infty$  on obtient le résultat.

On utilise la formule  $E(X) = \sum_{k \geq 1} P(X \geq k)$ , valable pour toute v.a.  $X \geq 0$ , on tire

$$E\left(\sup_{n \geq 0} S_n\right) = \sum_{k \geq 1} P\left(\sup_{n \geq 0} S_n \geq k\right) \leq \sum_{k \geq 1} \left(\frac{p}{q}\right)^k = \frac{\frac{p}{q}}{1 - \frac{p}{q}} = \frac{p}{q - p}.$$

### Corrigé 3.14

Soit  $u \in ]0, 1[$  et  $x = a/u$ . On a :

$$P\left(\frac{a}{S} \leq u\right) = P\left(S \geq \frac{a}{u}\right) = P(T_x < \infty). \quad (3.55)$$

D'après le théorème d'arrêt, pour tout  $t \in \mathbb{R}_+$ , au temps d'arrêt borné  $T_x \wedge t$ , on a

$$a = E(M(0)) = E(M(T_x \wedge t)) \quad (3.56)$$

$$= E\left[M(T_x \wedge t)\mathbf{1}_{\{T_x \leq t\}}\right] + E\left[M(T_x \wedge t)\mathbf{1}_{\{T_x > t\}}\right] \quad (3.57)$$

$$= xP(T_x \leq t) + E\left[M(t)\mathbf{1}_{\{T_x > t\}}\right], \quad (3.58)$$

car  $M(T_x \wedge t) = M(T_x) = x$  sur l'événement  $\{T_x \leq t\}$ .

Quand  $t \rightarrow \infty$ ,  $P(T_x \leq t) \rightarrow P(T_x < \infty)$ , et  $M(t) \rightarrow 0$  p.s. par hypothèse.

Puisque  $M(t)\mathbf{1}_{\{T_x > t\}} < x$  intégrable, le théorème de convergence dominée (TCD) entraîne que

$$E\left[M(t)\mathbf{1}_{\{T_x > t\}}\right] \rightarrow 0.$$

Finalement, l'égalité ci-dessus devient à la limite  $t \rightarrow \infty$ ,

$$a = xP(T_x < \infty), \quad (3.59)$$

et donc

$$P\left(\frac{a}{S} \leq u\right) = P(T_x < \infty) = \frac{a}{x} = u,$$

ce qui montre que  $\frac{a}{S}$  est de loi uniforme sur  $]0, 1[$ .

### Corrigé 3.14

1/ Au temps  $n$ , l'urne contient  $(n + 2)$  boules, dont  $B_n$  sont blanches. Ainsi

$$X_n = \frac{B_n}{n + 2}$$

représente le rapport de boules blanches sur le total, donc  $X_n < 1$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ . On a donc  $E(|X_n|) = E(X_n) \leq 1 < \infty$  pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .  $X_n$  est donc intégrable pour tout  $n \in \mathbb{N}$ .

$X_n$  est fonction de  $B_n$  qui est  $\mathcal{F}_n$  mesurable, donc le processus  $\{X_n\}_n$  est adapté à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$ .

On a  $B_{n+1} = B_n + Z_{n+1}$  où

$$Z_{n+1} = \begin{cases} 1, & \text{si on tire une boule blanche à } n+1 \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases}$$

La probabilité de tirer une boule blanche au temps  $n+1$  sachant l'information accumulée jusqu'au tirage  $n$ , information représentée par  $\mathcal{F}_n$ , est donnée par

$$P(Z_{n+1} = 1 \mid \mathcal{F}_n) = \frac{B_n}{n+2}.$$

La propriété martingale s'écrit ainsi

$$\begin{aligned} E(X_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) &= E\left(\frac{B_{n+1}}{n+3} \mid \mathcal{F}_n\right) = \frac{1}{(n+3)} E(B_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) \\ &= \frac{1}{(n+3)} E(B_n + Z_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) = \frac{1}{(n+3)} B_n + \frac{1}{(n+3)} E(Z_{n+1} \mid \mathcal{F}_n) \\ &= \frac{1}{(n+3)} B_n + \frac{1}{(n+3)} \frac{B_n}{n+2} = \frac{B_n}{n+2} = X_n. \end{aligned}$$

Donc  $\{X_n\}_n$  est une martingale relativement à la filtration  $\{\mathcal{F}_n\}_n$ .

**2/** Puisque  $0 \leq X_n \leq 1$  p.s. pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , alors  $\sup_n E(|X_n|) < \infty$  et  $\{X_n\}_n$  étant une martingale d'après la première question, alors d'après le Théorème 3.4  $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$  p.s. et  $X$  est intégrable.

Le rapport de boules blanches sur les noirs est

$$\frac{B_n}{(n+2) - B_n} = \frac{X_n}{1 - X_n}$$

et on a p.s.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_n}{1 - X_n} = \frac{X}{1 - X}$$

si  $X \neq 1$ .

Le cas  $X = 1$  peut, par exemple se produire lorsque l'on tire une blanche à chaque tirage, alors dans ce cas  $X_n = \frac{n+1}{n+2}$  qui converge p.s. vers  $X = 1$  et le rapport  $X_n/(1 - X_n) = n+1$  converge p.s. vers l'infini.