

# Feuille d'exercice 13: Intégrale stochastique. Correction

June 16, 2021

Rappel : Pour  $M$  une martingale continue bornée dans  $L^2$ ,  $A$  un processus à variation finie et  $H \in L^2(M)$  un processus adapté, on notera  $\int_0^t H_s dM_s = (H \cdot M)_t$  l'intégrale stochastique associée à  $H$  et  $M$  et  $\int_0^t H_s dA(s) = (H \cdot A)_t$  l'intégrale pour la variation finie associée à  $H$  et  $A$ .

Pour chacun des exercices suivants, dites si les affirmations sont correctes ou non. Expliquez ou donnez un contre-exemple.

**Exercice 1.** Soit  $A$  un processus à variation finie,  $M$  une martingale continue bornée dans  $L^2$ .

- Soit  $F_t := \int_0^t \cos(M_s) dA(s)$ . Alors  $(F_t)_{t \geq 0}$  est à variation finie p.s. **VRAI**
- $(F_t)_{t \geq 0}$  est une martingale. **FAUX**
- Pour tout  $t \geq 0$ :  $\mathbb{E}(\int_0^t \sin(M_s) dM_s) = 0$  **VRAI**
- $\sin(M_s) = \int_0^t \cos(M_s) dM_s$ . **FAUX**

**Solution 1.** En effet

1. Oui,  $|\cos(M_s)| \leq 1$  donc  $F_t$  est à variation finie p.s. (On a même ici que la variation de  $F_t$  est bornée par celle de  $A_t$ . En notant  $\nu = \cos(M) d\mu$  on a bien que  $|\nu| = |\cos(M)| |\mu| \leq |\mu|$  est une mesure finie.)
2. Non. Il s'agit ici d'une intégrale à variation finie.
3. Oui, Par définition de l'intégral stochastique  $N_t := \int_0^t \sin(M_s) dM_s$  est une martingale. Donc  $\mathbb{E}(N_t) = \mathbb{E}(N_0) = 0$ .
4. Non, On verra avec plus tard avec la formule d'Ito quelle est la formule correcte. Ici on peut se persuader que le terme de gauche n'est pas une martingale. Par exemple si  $M_0 = -\frac{\pi}{2}$  et  $M_s$  non constante égale à  $-\frac{\pi}{2}$  alors on aurait  $\mathbb{E}(\sin M_s) > -1 = \mathbb{E}(\sin M_0)$ . Absurde. Autre exemple avec  $M_s$  un mouvement brownien alors on peut voir que  $\sin(B_t)$  est borné mais qu'elle ne converge pas p.s

**Exercice 2.** Soit  $M_s$  une martingale continue uniformément bornée dans  $L^2$  et un processus adapté  $H_s \in L^2(M)$ .

- $(H \cdot M)_t = \int_0^t H_s dM_s$  est une martingale continue uniformément bornée dans  $L^2$ . **VRAI**
- $\mathbb{E}((H \cdot M)_t^2) = \mathbb{E}(\int_0^t |H_s|^2 d\langle M, M \rangle_t)$  **VRAI**
- Si il existe  $C \geq 0$  tel que  $H_s \leq C$  pour tout  $s \geq 0$  p.s alors il existe  $C'$  tel que  $(H \cdot M)_s \leq C'$  pour tout  $s \geq 0$  p.s. **FAUX**
- $\langle (H \cdot M), (H \cdot M) \rangle_t$  converge p.s. et dans  $L^1$ . **VRAI**

**Solution 2.** En effet

1. Oui, C'est directement la définition de l'intégrale stochastique.
2. Oui, En ne considérant que les martingales sur l'intervalle  $[0, t]$  et non sur  $[0, \infty)$  c'est essentiellement l'isométrie entre  $\mathbb{H}$  avec la norme  $\|M\|_{\mathbb{H}}^2 = \mathbb{E}(M_t^2)$  et l'espace  $L^2(M)$  avec la norme  $\mathbb{E}(\int_0^t |H_s|^2 d\langle M, M \rangle_t)$ .

$$\mathbb{E}((H \cdot M)_t^2) = \|(H \cdot M)\|_{\mathbb{H}}^2 = \|H\|_{L^2(M)} = \mathbb{E}(\int_0^t |H_s|^2 d\langle M, M \rangle_t).$$

On aurait pu aussi utiliser la propriété  $\langle H \cdot M, H \cdot M \rangle_t = H^2 \cdot \langle M, M \rangle_t$  et donc

$$\mathbb{E}((H \cdot M)_t^2) = \mathbb{E}(\langle H \cdot M, H \cdot M \rangle_t) = \mathbb{E}(\int_0^t |H_s|^2 d\langle M, M \rangle_t).$$

3. Non, Par exemple avec  $M$  un mouvement brownien et  $H_s = 1_{[0,1]}(s)$  alors  $(H \cdot M)_s = B_{s \wedge 1}$  est une gaussienne de variance  $s \wedge 1$  et n'est donc pas bornée.
4. Oui, Par définition  $\langle H \cdot M, H \cdot M \rangle_t$  est monotone croissante positive. De plus on a pour tout  $t$

$$\mathbb{E}(\langle H \cdot M, H \cdot M \rangle_t) \leq \mathbb{E}(\int_0^\infty H_s^2 d\langle M, M \rangle_s) = \|H\|_{L^2(M)} < \infty$$

**Exercice 3.** Soit  $B_t$  un mouvement brownien. Soit  $(H_s)_{s \geq 0}$  un processus adapté uniformément borné.

- $\mathbb{E}((H \cdot B)_t^2) = \int_0^t \mathbb{E}(|H_s|^2) ds$  **VRAI**
- Supposons  $H_s = 1_{B_s \geq 0}$ . Alors pour tout  $s$  on a  $(H \cdot B)_s \geq 0$  p.s. **FAUX**
- $B_t^2 = 2 \int_0^t B_s dB_s$ . **FAUX**
- $2 \int_0^t B_s dB_s = B_t^2 - t$  **VRAI**

**Solution 3.** En effet

1. Oui. On a toujours

$$\begin{aligned}\mathbb{E}((H \cdot B)_t^2) &= \mathbb{E}\left(\int_0^t H^2 d\langle B, B \rangle_s\right) \\ &= \mathbb{E}\left(\int_0^t |H_s|^2 ds\right) \\ &= \int_0^t \mathbb{E}(|H_s|^2) ds\end{aligned}$$

où on utilise Fubini à la dernière ligne (car  $H^2$  est positive).

2. Non, Par définition  $(H \cdot B)$  est une martingale et donc  $\mathbb{E}((H \cdot B)_s) = \mathbb{E}((H \cdot B)_0) = 0$ . Supposons qu'elle soit positive, alors  $(H \cdot B)_s = 0$  p.s. Absurde. (avec probabilité non nulle,  $B \geq 0$  sur  $[1, 2]$  donc  $(H \cdot B) \neq 0$  avec une probabilité non nulle.
3. Non, Par définition de l'intégrale stochastique,  $\int_0^t B_s dB_s$  est une martingale et donc  $\mathbb{E}(2 \int_0^t B_s dB_s) = 0$  alors que  $\mathbb{E}(B_t^2) = t$ .
4. Oui. Lors de la construction de la variation quadratique on avait décomposé sous cette forme

$$M_t^2 = \sum_{i \leq n} (M_{t_i} - M_{t_{i-1}})^2 + 2 \sum_{i \leq n} M_{t_{i-1}} (M_{t_i} - M_{t_{i-1}})$$

et on avait montré que  $\sum_{i \leq n} (M_{t_i} - M_{t_{i-1}})^2 \rightarrow \langle M, M \rangle_t$  en probabilité lorsque  $n \rightarrow \infty$  avec  $\max_{i \leq n} |t_i - t_{i-1}| \rightarrow 0$ . On a également que

$$\sum_{i \leq n} M_{t_{i-1}} (M_{t_i} - M_{t_{i-1}}) \rightarrow \int_0^t M_s dM_s.$$

Dans le cas particulier ici  $\langle B, B \rangle_t = t$  et donc

$$B_t^2 = t + 2 \int_0^t B_s dB_s$$

**Exercice 4.** Soit  $a$  un processus à variation finie,  $M_s$  une martingale continue bornée dans  $L^2$  et  $H_s$  un processus adapté uniformément borné ( $\exists C > 0 : |H_s| < C$  p.s pour tout  $s \geq 0$ ) et continue. Soit  $0 < t_1^{(n)} < t_2^{(n)} < \dots < t_{p_n}^{(n)} = t$  une segmentation de  $[0, t]$ . On supposera que  $\max_{i \leq p_n} |t_{i+1}^{(n)} - t_i^{(n)}| \rightarrow 0$  lorsque  $n \rightarrow \infty$ . Pour tout  $n$  on choisit une suite  $0 \leq y_1^{(n)} \leq \dots \leq y_{p_n}^{(n)} \leq t$  tel que  $y_i^{(n)} \in [t_{i-1}^{(n)}, t_i^{(n)}]$  pour tout  $i \leq p_n$ .

- Quelque soit le choix des  $y_i^{(n)}$  on a pour  $n \rightarrow \infty$

$$\sum_{i=0}^{p_n-1} H_{y_i^{(n)}}(A_{t_i^{(n)}} - A_{t_{i-1}^{(n)}}) \rightarrow \int_0^t H_s dA(s)$$

en probabilité. **VRAI**

- Quelque soit le choix des  $y_i^{(n)}$  on a pour  $n \rightarrow \infty$

$$\sum_{i=0}^{p_n-1} H_{y_i^{(n)}}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}}) \rightarrow \int_0^t H_s dM_s.$$

en probabilité. **FAUX**

- Si pour tout  $n, i$   $y_i^{(n)} = t_{i-1}^{(n)}$  alors  $K_k := \sum_{i=0}^k H_{y_i^{(n)}}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}})$  est une martingale discrète. **VRAI**
- Supposons  $M$  borné. Si pour tout  $n, i$   $y_i^{(n)} = t_i^{(n)}$  alors pour  $n \rightarrow \infty$

$$\mathbb{E} \left( \sum_{i=0}^{p_n-1} M_{y_i^{(n)}}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}}) \right) \rightarrow \mathbb{E}(\langle M, M \rangle_t)$$

**VRAI**

**Solution 4.** En effet

1. Oui. C'est toujours le cas pour les intégrales à variation finies. (Rappel de la preuve

$$\left| \sum_{i=0}^{p_n-1} H_{y_i^{(n)}}(A_{t_i^{(n)}} - A_{t_{i-1}^{(n)}}) - \sum_{i=0}^{p_n-1} H_{\tilde{y}_i^{(n)}}(A_{t_i^{(n)}} - A_{t_{i-1}^{(n)}}) \right| \leq \sup_{i \leq n} |H_{\tilde{y}_i^{(n)}} - H_{y_i^{(n)}}| \sum |A_{t_i^{(n)}} - A_{t_{i-1}^{(n)}}|$$

$\rightarrow 0$

par uniforme continuité de  $H$ .

2. Non, Ici c'est essentielle que  $y_i = t_{i-1}$ . C'est l'équivalent que le processus soit prévisible lorsqu'on construit une martingale dans le cas discret. Par exemple avec  $H = M = B$  un mouvement brownien

$$\sum_{i=0}^{p_n-1} B_{t_i}(B_{t_i} - B_{t_{i-1}}) - \sum_{i=0}^{p_n-1} B_{t_{i-1}}(B_{t_i} - B_{t_{i-1}}) \rightarrow \langle B, B \rangle_t = t.$$

3. Oui Lemme Fondamental au début du cours. (Juste garder toujours cet exemple en tête pour la définition de l'intégrale stochastique).

4. Oui, Puisque  $\sum_{i=0}^k M_{t_{i-1}}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}})$  est une martingale.  $\mathbb{E}(\sum_{i=0}^k M_{t_{i-1}}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}})) = 0$  et alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(\sum_{i=0}^{p_n-1} M_{t_i}(M_{t_i} - M_{t_{i-1}})\right) &= \mathbb{E}\left(\sum_{i=0}^{p_n-1} (M_{t_i} - M_{t_{i-1}})(M_{t_i} - M_{t_{i-1}})\right) \\ &= \mathbb{E}((M_t - M_0)^2) \\ &= \mathbb{E}(\langle M, M \rangle_t) \end{aligned}$$

**Exercice 5.** Soient  $M$  and  $N$  deux martingales continues bornées dans  $L^2$  et  $K, H$  des processus adaptés et bornés.

- $(K \cdot (H \cdot M))_t = (H \cdot (K \cdot M))_t$  **VRAI**
- $\langle H \cdot M, N \rangle_t = \langle M, H \cdot N \rangle_t = \int_0^t H_s d\langle M, N \rangle_s$  **VRAI**
- $\langle H \cdot (M + N), K \cdot N \rangle_t = (HK) \cdot \langle M, N \rangle_t + (HK) \cdot \langle N, N \rangle_t$  **VRAI**
- Si  $(B_t)_{t \geq 0}$  est un mouvement brownien alors  $\langle B, B \cdot B \rangle_t = tB_t$  **FAUX**

**Solution 5.** En effet

1. Oui. On a

$$(K \cdot (H \cdot M))_t = ((KH) \cdot M)_t = (H \cdot (K \cdot M))_t.$$

2. Oui cela se note également

$$\langle H \cdot M, N \rangle_t = H \cdot \langle M, N \rangle_t = \langle M, H \cdot N \rangle_t$$

3. Oui, c'est simplement que  $H \cdot (M + N) = H \cdot M + H \cdot N$  puis par bilinéarité du crochet de martingale.

4. Non Ici on a

$$\langle B, B \cdot B \rangle_t = B \cdot \langle B, B \rangle_t = \int_0^t B_s ds$$