

# Mouvement brownien et calcul stochastique

Partiel du 5 décembre 2025

2 heures 30, sans documents

Barème approximatif. Ex.1 : 5 pts, Ex.2 : 4 pts, Ex.3 : 4 pts, Ex.4 : 8 pts

**Exercice 1.** On considère un mouvement brownien réel  $(B_t)_{t \geq 0}$  issu de 0. Pour tout  $a > 0$ , on pose

$$\sigma_a = \inf\{t \geq 0 : |B_t| = a\}.$$

(1) Montrer qu'il existe une constante  $\rho \in ]0, 1[$  telle que, pour tout entier  $n \geq 1$ ,

$$\mathbb{P}[\sigma_1 > n] \leq \rho^n.$$

(On pourra observer que  $\{\sigma_1 > n\} \subset \{|B_1 - B_0| \leq 2, |B_2 - B_1| \leq 2, \dots, |B_n - B_{n-1}| \leq 2\}$ )  
En déduire que  $\mathbb{E}[(\sigma_1)^p] < \infty$  pour tout entier  $p \geq 1$ .

(2) Montrer via une application du théorème d'arrêt à une martingale bien choisie que  $\mathbb{E}[\sigma_a] = a^2$ , pour tout  $a > 0$ .

(3) On fixe  $a > 0$  et on définit par récurrence une suite de temps d'arrêt  $(\sigma_a^k)_{k \in \mathbb{N}}$  en posant

$$\sigma_a^0 = 0, \quad \sigma_a^1 = \sigma_a, \quad \sigma_a^{k+1} = \inf\{t > \sigma_a^k : |B_t - B_{\sigma_a^k}| = a\}.$$

(On ne demande pas de vérifier que les  $\sigma_a^k$  sont des temps d'arrêt.) Montrer que les variables aléatoires  $\sigma_a^{k+1} - \sigma_a^k$ ,  $k \in \mathbb{N}$  sont indépendantes et de même loi. En prenant  $a = 2^{-n}$ , déduire que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}} = 1 \quad \text{p.s.}$$

(On pourra majorer la variance de  $\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}}$ )

**Dans les exercices suivants, on se place sur un espace de probabilité muni d'une filtration complète  $(\mathcal{F}_t)_{t \in [0, \infty]}$ .**

**Exercice 2.** Soit  $M$  une martingale locale avec  $M_0 = 0$ .

(1) Soient  $a, b \in \mathbb{R}$  avec  $a < 0 < b$ . On pose

$$T_{a,b} = \inf\{t \geq 0 : M_t \notin ]a, b[ \}$$

avec la convention habituelle  $\inf \emptyset = \infty$ . Justifier le fait que  $T_{a,b}$  est un temps d'arrêt.

(2) On suppose que  $T_{a,b} < \infty$  p.s. Calculer la quantité

$$\mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = b).$$

(3) On suppose dans cette question que

$$\sup_{t \geq 0} M_t = +\infty, \quad \text{p.s.}$$

Montrer que

$$\inf_{t \geq 0} M_t = -\infty, \quad \text{p.s.}$$

**Exercice 3.** Soit  $(Y_t)_{t \geq 0}$  une (vraie) martingale à trajectoires continues **uniformément intégrable**, telle que  $Y_0 = 0$ . On note  $Y_\infty = \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t$ . Soit aussi  $p \geq 1$  un réel fixé. On dit que la martingale  $Y$  vérifie la propriété (P) s'il existe une constante  $C$  telle que, pour tout temps d'arrêt  $T$ , on ait

$$\mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p \mid \mathcal{F}_T] \leq C.$$

(1) Montrer que si  $Y_\infty$  est bornée, la martingale  $Y$  vérifie la propriété (P).

(2) Soit  $B$  un  $(\mathcal{F}_t)$ -mouvement brownien réel issu de 0. Montrer que la martingale  $Y_t = B_{t \wedge 1}$  vérifie la propriété (P). (*On pourra vérifier que la variable aléatoire  $\sup_{t \leq 1} |B_t|$  est dans  $L^p$ .*)

(3) Montrer que  $Y$  vérifie la propriété (P) avec la constante  $C$ , si et seulement si pour tout temps d'arrêt  $T$ ,

$$\mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p] \leq C \mathbb{P}[T < \infty].$$

(*On pourra utiliser les temps d'arrêt  $T^A$  définis en cours pour  $A \in \mathcal{F}_T$ .*)

**Exercice 4.** Soit  $M$  une (vraie) martingale à trajectoires continues telle que  $M_0 = 0$ . On suppose que  $\mathbb{E}[(M_t)^2] < \infty$  pour tout  $t \geq 0$ . On introduit le processus croissant  $(M_t^*)_{t \geq 0}$  défini par

$$M_t^* = \sup\{|M_s| : s \leq t\}.$$

(1) Justifier le fait que, pour tout temps d'arrêt borné  $T$ , on a

$$\mathbb{E}[(M_T^*)^2] = \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_T], \quad \mathbb{E}[(M_T^*)^2] \leq 4 \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_T].$$

(2) Soit  $x > 0$ , et soit  $T_x$  le temps d'arrêt défini par  $T_x = \inf\{s \geq 0 : (M_s)^2 \geq x\}$  (avec la convention habituelle  $\inf \emptyset = \infty$ ). Montrer que, pour tout temps d'arrêt borné  $T$ , on a

$$\mathbb{P}((M_T^*)^2 \geq x) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[(M_{T_x \wedge T})^2] \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_T].$$

(*On observera que la propriété  $\{(M_T^*)^2 \geq x\}$  équivaut à  $\{T_x \leq T\}$ .*)

(3) Soit maintenant  $S_x = \inf\{s \geq 0 : \langle M, M \rangle_s \geq x\}$ , et soit  $t \geq 0$  fixé. Montrer que

$$\mathbb{P}((M_t^*)^2 \geq x) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{S_x \wedge t}] + \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x).$$

(4) Dédurre de la question précédente que

$$\mathbb{P}((M_t^*)^2 \geq x) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t \mathbf{1}_{\{\langle M, M \rangle_t < x\}}] + 2 \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x).$$

(5) Soit  $q \in ]0, 1[$ . Montrer que

$$\mathbb{E}[(M_t^*)^{2q}] \leq (2 + \frac{q}{1-q}) \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t^q],$$

puis que cette inégalité reste vraie si on suppose seulement que  $M$  est une martingale locale telle que  $M_0 = 0$ .

## Corrigé.

**Exercice 1.** (1) Si  $\sigma_1 > n$ , on a  $|B_t| < 1$  pour tout  $t \in [0, n]$ , d'où  $|B_j - B_{j-1}| \leq 2$  pour tout  $j \in \{1, \dots, n\}$ . Donc

$$\mathbb{P}(\sigma_1 > n) \leq \mathbb{P}(|B_1 - B_0| \leq 2, \dots, |B_n - B_{n-1}| \leq 2) = \prod_{j=1}^n \mathbb{P}(|B_j - B_{j-1}| \leq 2) = (\mathbb{P}(|B_1| \leq 2))^n,$$

en utilisant le fait que les v.a.  $B_j - B_{j-1}$  sont indépendantes et de même loi. Finalement, puisque  $B_1$  suit une loi  $\mathcal{N}(0, 1)$  on a  $\mathbb{P}(|B_1| \leq 2) = \rho < 1$ .

Si  $p \geq 1$ , on peut majorer

$$\mathbb{E}[(\sigma_1)^p] \leq 1 + \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}[n < \sigma_1 \leq n+1] (n+1)^p \leq 1 + \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n (n+1)^p < \infty.$$

(2) On sait que  $B_t^2 - t$  est une martingale. D'après le théorème d'arrêt (pour des t.a. bornés), on a  $\mathbb{E}[B_{t \wedge \sigma_a}^2 - (t \wedge \sigma_a)] = 0$  et donc  $\mathbb{E}[B_{t \wedge \sigma_a}^2] = \mathbb{E}[t \wedge \sigma_a]$  pour tout  $t \geq 0$ . Quand  $t \rightarrow \infty$ ,  $\mathbb{E}[t \wedge \sigma_a]$  converge vers  $\mathbb{E}[\sigma_a]$  par convergence monotone. Puisque  $|B_{t \wedge \sigma_a}| \leq a$  (et qu'on sait que  $\sigma_a < \infty$  p.s.), on peut utiliser le théorème de convergence dominée pour obtenir que  $\mathbb{E}[B_{t \wedge \sigma_a}^2]$  converge quand  $t \rightarrow \infty$  vers  $\mathbb{E}[B_{\sigma_a}^2] = a^2$ . On conclut que  $\mathbb{E}[\sigma_a] = a^2$ .

(3) Les propriétés du mouvement brownien montrent que les t.a.  $\sigma_a^k$  sont finis p.s. Notons  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$  la filtration canonique de  $B$ . Pour tout entier  $k \geq 1$ , si on pose  $B_t^{(\sigma_a^k)} = B_{\sigma_a^k + t} - B_{\sigma_a^k}$ , la propriété de Markov forte dit que le processus  $(B_t^{(\sigma_a^k)})_{t \geq 0}$  est encore un mouvement brownien (issu de 0) et est indépendant de la tribu  $\mathcal{F}_{\sigma_a^k}$ . Puisque  $\sigma_a^{k+1} - \sigma_a^k = \inf\{t \geq 0 : |B_t^{(\sigma_a^k)}| = a\}$ , il en découle que  $\sigma_a^{k+1} - \sigma_a^k$  a même loi que  $\sigma_a$  et est indépendante de  $\mathcal{F}_{\sigma_a^k}$ , donc des v.a.  $\sigma_a^1, \sigma_a^2 - \sigma_a^1, \dots, \sigma_a^k - \sigma_a^{k-1}$  (puisque, si  $j \leq k$ ,  $\sigma_a^j$  est  $\mathcal{F}_{\sigma_a^j}$ -mesurable et  $\mathcal{F}_{\sigma_a^j} \subset \mathcal{F}_{\sigma_a^k}$ ).

Un argument de changement d'échelle montre que  $\sigma_a$  a même loi que  $a^2 \sigma_1$ . En particulier,

$$\mathbb{E}[\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}}] = \mathbb{E}\left[\sum_{j=1}^{2^{2n}} (\sigma_{2^{-n}}^j - \sigma_{2^{-n}}^{j-1})\right] = 2^{2n} \times 2^{-2n} \mathbb{E}[\sigma_1] = 1.$$

Mais puisque les v.a.  $\sigma_{2^{-n}}^j - \sigma_{2^{-n}}^{j-1}$  sont indépendantes, on a aussi

$$\text{var}(\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}}) = \sum_{j=1}^{2^{2n}} \text{var}(\sigma_{2^{-n}}^j - \sigma_{2^{-n}}^{j-1}) = 2^{2n} \times 2^{-4n} \text{var}(\sigma_1) = C 2^{-2n}$$

où  $C = \text{var}(\sigma_1)$  (on utilise la question (1) pour observer que  $\sigma_1$  est dans  $L^2$ ). Finalement,

$$\mathbb{E}\left[\sum_{n=1}^{\infty} (\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}} - 1)^2\right] = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}\left[(\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}} - 1)^2\right] = \sum_{n=1}^{\infty} \text{var}(\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}}) < \infty$$

d'où la série de terme général  $(\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}} - 1)^2$  converge p.s., et donc  $\sigma_{2^{-n}}^{2^{2n}} - 1$  converge p.s. vers 0.

**Exercice 2.** (1)  $T_{a,b}$  est le temps d'entrée dans le fermé  $] - \infty, a] \cup [b, \infty[$  du processus  $M_t$  qui est adapté et à trajectoires continues.

(2) Le processus arrêté  $M^{T_{a,b}}$  est encore une martingale locale, qui est bornée par  $|a| \vee b$ . C'est donc une vraie martingale uniformément intégrable. Le théorème d'arrêt montre que  $\mathbb{E}[M_{T_{a,b}}] = \mathbb{E}[M_0] = 0$ , d'où (puisque  $T_{a,b} < \infty$  p.s.)  $a\mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = a) + b\mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = b) = 0$ . Mais toujours parce

que  $T_{a,b} < \infty$  p.s., on a aussi  $\mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = a) + \mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = b) = 1$ . Il en découle que

$$\mathbb{P}(M_{T_{a,b}} = b) = \frac{-a}{b-a}.$$

(3) L'hypothèse entraîne que  $T_{a,b} < \infty$  p.s. pour tout choix de  $a < 0 < b$ . Fixons  $a < 0$  et notons  $T_a = \inf\{t \geq 0 : M_t = a\}$ . Alors l'événement  $\{T_a < \infty\}$  est la réunion croissante de la suite d'événements  $E_n = \{M_{T_{a,n}} = a\}$ . En conséquence,

$$\mathbb{P}(T_a < \infty) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(M_{T_{a,n}} = a) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{n-a} = 1.$$

Donc  $T_a < \infty$  p.s., pour tout  $a < 0$ , ce qui suffit pour conclure.

### Exercice 3.

(1) Pour une martingale u.i., si  $T$  est un temps d'arrêt on a  $Y_T = \mathbb{E}[Y_\infty | \mathcal{F}_T]$ , donc la condition  $|Y_\infty| \leq K$  entraîne aussi  $|Y_T| \leq K$  et  $|Y_\infty - Y_T| \leq 2K$ , ce qui donne (P) avec  $C = (2K)^p$ .

(2) Puisque  $\sup\{B_t, 0 \leq t \leq 1\}$  a même loi que  $|B_1|$  et est donc dans  $L^p$  pour tout  $1 \leq p < \infty$ , la majoration  $\sup\{|B_t|, 0 \leq t \leq 1\} \leq \sup\{B_t, 0 \leq t \leq 1\} + \sup\{-B_t, 0 \leq t \leq 1\}$  montre que  $\sup\{|B_t|, 0 \leq t \leq 1\}$  est dans  $L^p$ .

Soit  $T$  un t.a. avec  $\mathbb{P}(T < \infty) > 0$  (sinon la propriété demandée est triviale). Si  $Y_t = B_{t \wedge 1}$  on a  $Y_\infty = B_1$  et  $Y_T = B_{T \wedge 1}$ . Notons  $B'$  le processus défini par  $B'_t = \mathbf{1}_{\{T < \infty\}} (B_{T+t} - B_T)$ . Alors,

$$|Y_\infty - Y_T| = |B_1 - B_{T \wedge 1}| \leq \mathbf{1}_{\{T \leq 1\}} \sup_{0 \leq t \leq 1} |B_{T+t} - B_T| = \mathbf{1}_{\{T \leq 1\}} \sup_{0 \leq t \leq 1} |B'_t|.$$

Donc, si  $A \in \mathcal{F}_T$ ,

$$\mathbb{E}[\mathbf{1}_A \mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T]] = \mathbb{E}[\mathbf{1}_A |Y_\infty - Y_T|^p] \leq \mathbb{E}\left[\mathbf{1}_{A \cap \{T \leq 1\}} \sup_{0 \leq t \leq 1} |B'_t|^p\right] = \mathbb{P}(A \cap \{T \leq 1\}) \mathbb{E}\left[\sup_{0 \leq t \leq 1} |B_t|^p\right],$$

où pour la dernière égalité on utilise la propriété de Markov forte, selon laquelle  $B'$  est sous la probabilité  $\mathbb{P}(\cdot | T < \infty)$  un mouvement brownien indépendant de  $\mathcal{F}_T$  donc de  $A \cap \{T \leq 1\}$ . Finalement, pour tout  $A \in \mathcal{F}_T$ ,  $\mathbb{E}[\mathbf{1}_A \mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T]] \leq C \mathbb{P}(A)$ , avec  $C = \mathbb{E}[\sup_{0 \leq t \leq 1} |B_t|^p]$ , et, puisque  $\mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T]$  est  $\mathcal{F}_T$ -mesurable, cela suffit pour dire que  $\mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T] \leq C$  (prendre  $A = \{\mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T] > C\}$  pour trouver  $\mathbb{E}[\mathbf{1}_A (\mathbb{E}[|Y_\infty - Y_T|^p | \mathcal{F}_T] - C)] \leq 0$ , d'où  $\mathbb{P}(A) = 0$ ).

(3) Supposons d'abord que  $Y$  vérifie la propriété (P) avec la constante  $C$ . Alors, si  $T$  est un t.a.

$$\mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p] = \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{T < \infty\}} |Y_T - Y_\infty|^p] = \mathbb{E}[\mathbf{1}_{\{T < \infty\}} \mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p | \mathcal{F}_T]] \leq C \mathbb{P}(T < \infty).$$

Inversement, si  $\mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p] \leq C \mathbb{P}(T < \infty)$  pour tout t.a.  $T$ , alors, en remplaçant  $T$  par le t.a.  $T^A$  (où  $A \in \mathcal{F}_T$ ) on trouve

$$\mathbb{E}[\mathbf{1}_A \mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p | \mathcal{F}_T]] = \mathbb{E}[\mathbf{1}_A |Y_T - Y_\infty|^p] = \mathbb{E}[|Y_{T^A} - Y_\infty|^p] \leq C \mathbb{P}(T^A < \infty) \leq C \mathbb{P}(A).$$

Comme cela est vrai pour tout  $A \in \mathcal{F}_T$ , cela suffit pour dire que  $\mathbb{E}[|Y_T - Y_\infty|^p | \mathcal{F}_T] \leq C$ .

**Exercice 4.** (1) D'après le cours, si  $M$  une (vraie) martingale à trajectoires continues et de carré intégrable, telle que  $M_0 = 0$ , le processus  $(M_t)^2 - \langle M, M \rangle_t$  est une vraie martingale, et on a aussi  $\mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t] < \infty$  pour tout  $t \geq 0$ . En appliquant le théorème d'arrêt (cas borné) à la martingale  $(M_t)^2 - \langle M, M \rangle_t$ , on obtient immédiatement, pour tout t.a. borné  $T$ ,

$$\mathbb{E}[(M_T)^2 - \langle M, M \rangle_T] = 0.$$

L'inégalité de Doob dans  $L^2$ , appliquée à la martingale arrêtée  $M^T$ , montre, pour tout  $t \geq 0$ ,

$$\mathbb{E}[(M_{t \wedge T}^*)^2] \leq 4 \mathbb{E}[(M_{t \wedge T})^2] = 4 \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{t \wedge T}]$$

la dernière égalité d'après la première partie de la question. Un argument de convergence monotone montre ensuite que  $\mathbb{E}[(M_{t \wedge T}^*)^2]$  converge vers  $\mathbb{E}[(M_T^*)^2]$  et  $\mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{t \wedge T}]$  converge vers  $\mathbb{E}[\langle M, M \rangle_T]$  quand  $t \uparrow \infty$ , d'où le résultat demandé.

(2) La propriété  $(M_T^*)^2 \geq x$  a lieu si et seulement si  $T_x \leq T$ , et alors on a  $(M_{T_x \wedge T})^2 = (M_{T_x})^2 = x$ . Donc,

$$\mathbb{P}(M_T^* \geq x) = \mathbb{P}(T_x \leq T) \leq \mathbb{P}((M_{T_x \wedge T})^2 = x) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[(M_{T_x \wedge T})^2]$$

en utilisant l'inégalité de Markov. Ensuite, en utilisant la question (1),

$$\mathbb{E}[(M_{T_x \wedge T})^2] = \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{T_x \wedge T}] \leq \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_T].$$

(3) L'événement  $\{(M_t^*)^2 \geq x\}$  est contenu dans la réunion de  $\{(M_{S_x \wedge t}^*)^2 \geq x\}$  et de  $\{S_x \leq t\}$  (simplement parce que si  $S_x > t$  on a  $M_{S_x \wedge t}^* = M_t^*$ ). En appliquant la question (2) au t.a.  $T = S_x \wedge t$  on a

$$\mathbb{P}((M_{S_x \wedge t}^*)^2 \geq x) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{S_x \wedge t}],$$

et par ailleurs les événements  $\{S_x \leq t\}$  et  $\{\langle M, M \rangle_t \geq x\}$  coïncident, donc

$$\mathbb{P}(S_x \leq t) = \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x).$$

En combinant ces deux observations, on a

$$\mathbb{P}((M_t^*)^2 \geq x) \leq \mathbb{P}((M_{S_x \wedge t}^*)^2 \geq x) + \mathbb{P}(S_x \leq t) \leq \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{S_x \wedge t}] + \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x).$$

(4) En utilisant à nouveau le fait que  $\{S_x \leq t\} = \{\langle M, M \rangle_t \geq x\}$ , on a

$$\begin{aligned} \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{S_x \wedge t}] &= \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t \mathbf{1}_{\{S_x > t\}}] + \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_{S_x} \mathbf{1}_{\{S_x \leq t\}}] \\ &= \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t \mathbf{1}_{\{\langle M, M \rangle_t < x\}}] + \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x) \end{aligned}$$

puisque  $\langle M, M \rangle_{S_x} = x$  sur  $\{S_x < \infty\}$ . Il suffit ensuite de reporter cette majoration dans celle de la question (3).

(5) Le théorème de Fubini montre que

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[(M_t^*)^{2q}] &= q \int_0^\infty \mathbb{P}((M_t^*)^2 \geq x) x^{q-1} dx \\ &\leq q \int_0^\infty \left( \frac{1}{x} \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t \mathbf{1}_{\{\langle M, M \rangle_t < x\}}] + 2 \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x) \right) x^{q-1} dx. \end{aligned}$$

et d'une part

$$2q \int_0^\infty \mathbb{P}(\langle M, M \rangle_t \geq x) x^{q-1} dx = 2 \mathbb{E}[(\langle M, M \rangle_t)^q],$$

d'autre part,

$$q \int_0^\infty \mathbb{E}[\langle M, M \rangle_t \mathbf{1}_{\{\langle M, M \rangle_t < x\}}] x^{q-2} dx = q \mathbb{E} \left[ \langle M, M \rangle_t \int_{\langle M, M \rangle_t}^\infty x^{q-2} dx \right] = \frac{q}{1-q} \mathbb{E}[(\langle M, M \rangle_t)^q].$$

Si  $M$  est seulement une martingale locale issue de 0, il suffit d'appliquer le résultat obtenu à la (vraie) martingale bornée  $M_{t \wedge T_n}$ , où  $T_n = \inf\{t \geq 0 : |M_t| \geq n\}$ , puis de faire tendre  $n \rightarrow \infty$  en utilisant le théorème de convergence monotone.