

**Remarque:**

Soit  $T$  une v.a. à valeurs dans  $\overline{\mathbb{R}_+}$ . Alors on a les équivalences suivantes:

$T$  est un t.d'a.  $\iff \{T > t\} \in \mathcal{F}_t$  pour tout  $t \geq 0$

$\iff$  le processus  $X := 1_{[0, T[}$  est adapté.

**Définition:**

Soient  $X$  processus et  $T$  un t.d'a.. Le processus  $X^{|T}$  défini par  $X_t^{|T} = X_{t \wedge T}$  pour tout  $t \geq 0$  s'appelle le processus arrêté de  $X$  à  $T$ .

**Lemme:**

Soient  $\alpha \in \overline{S}$  et  $T$  un t.d'a.. Alors le processus  $\alpha 1_{[0, T[} \in \overline{S}$ . En particulier si  $X$  est une semi-martingale, alors il en est de même pour le processus arrêté  $X^{|T}$ .

**Preuve:**

On considère le processus  $u := 1_{[0, T[}$  et on pose  $u^\varepsilon = u * (\frac{1}{\varepsilon} 1_{[0, \varepsilon[})$  pour tout  $\varepsilon > 0$ . Alors les processus  $u^\varepsilon$  sont adaptés continus et convergent ponctuellement vers  $u$ . Ainsi, si  $\alpha$  est adapté continu (donc  $\alpha \in \overline{S}$ ), alors il en est de même pour le processus  $\alpha u^\varepsilon$ , d'où  $\alpha u^\varepsilon \in \overline{S}$ . Il résulte que  $\alpha u^\varepsilon \in \overline{S}$  pour tout  $\alpha \in \overline{S}$ . Comme  $\alpha u^\varepsilon$  converge vers  $\alpha u$ , alors  $\alpha u \in \overline{S}$ .

Si maintenant  $X_t = X_0 + \int_0^t \alpha_s dB_s + \int_0^t \beta_s ds$  est une semi-martingale, alors

$$\begin{aligned} X_t^{|T} &= X_0 + \int_0^{t \wedge T} \alpha_s dB_s + \int_0^{t \wedge T} \beta_s ds \\ &= X_0 + \int_0^t \alpha_s 1_{[0, T[}(s, \cdot) dB_s + \int_0^t \beta_s 1_{[0, T[}(s, \cdot) ds \end{aligned}$$

Comme  $\alpha 1_{[0, T[} \in \overline{S}$  et comme

$$\mathbb{E} \left( \int_0^t |\beta_s 1_{[0, T[}(s, \cdot)| ds \right) \leq \mathbb{E} \left( \int_0^t |\beta_s| ds \right) < \infty,$$

alors le processus  $X^{|T}$  est également une semi-martingale. ■

**Remarque:**

Il résulte de cette démonstration que l'arrêté d'une martingale (resp. d'un processus à variations finies) est également une martingale (resp. un processus à variations finies).

La proposition suivante nous permet de montrer que la représentation d'une semi-martingale  $X_t = X_0 + M_t + V_t$  est unique à une égalité p.s.près.

**Proposition:**

Soit  $X$  une martingale à variations finies. Alors  $X_t = 0$  p.s. pour tout  $t \geq 0$ .

**Preuve:**

Comme  $X_t^2 \geq 0$ , il suffit de montrer que  $\mathbb{E}(X_t^2) = 0$  pour tout  $t \geq 0$ . La démonstration se fait en deux étapes.

1) Cas où  $X_t$  est bornée :  $|X_t| \leq a$  ( $a > 0$ )

Observons d'abord que le fait que  $X$  soit une martingale entraîne que pour tout  $t \geq s \geq 0$ ,

$$\mathbb{E} \left( (X_t - X_s)^2 \right) = \mathbb{E} (X_t^2 - X_s^2).$$

En effet;

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left( (X_t - X_s)^2 \right) &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} \left( (X_t - X_s)^2 \mid \mathcal{F}_t \right) \right) \\ &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} (X_t^2 - 2X_s X_t + X_s^2 \mid \mathcal{F}_s) \right) \\ &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} (X_t^2 \mid \mathcal{F}_s) - 2\mathbb{E} (X_s X_t \mid \mathcal{F}_s) + \mathbb{E} (X_s^2 \mid \mathcal{F}_s) \right) \\ &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} (X_t^2 \mid \mathcal{F}_s) - 2X_s \mathbb{E} (X_t \mid \mathcal{F}_s) + X_s^2 \right) \text{ car } X_s \text{ est } \mathcal{F}_s - \text{mes.} \\ &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} (X_t^2 \mid \mathcal{F}_s) - 2X_s^2 + X_s^2 \right) \text{ car } X \text{ est une martingale} \\ &= \mathbb{E} \left( \mathbb{E} (X_t^2 - X_s^2 \mid \mathcal{F}_s) \right) \text{ car } X_s \text{ est } \mathcal{F}_s - \text{mes.} \\ &= \mathbb{E} (X_t^2 - X_s^2). \end{aligned}$$

On a

$$X_t = \int_0^t \alpha_s dB_s = \int_0^t \beta_s ds,$$

où  $\alpha \in \bar{S}$  et  $\beta \in L_{loc}^1$ . Soit  $(d_n) = (\{0 = t_0^n < t_1^n < \dots < t_N^n = t\})$  une suite de subdivision de  $[0, t]$  dont le pas  $\delta_n := \max_{1 \leq k \leq N} |t_k^n - t_{k-1}^n|$  tends vers 0 lorsque  $n$  tend vers l'infini.

Comme

$$X_t^2 = \sum_{k=1}^N (X_{t_k^n}^2 - X_{t_{k-1}^n}^2)$$

et comme  $X$  est une martingale, alors

$$\begin{aligned} \mathbb{E} (X_t^2) &= \sum_{k=1}^N \mathbb{E} (X_{t_k^n}^2 - X_{t_{k-1}^n}^2) = \sum_{k=1}^N \mathbb{E} \left( (X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n})^2 \right) \\ &\leq \sum_{k=1}^N \mathbb{E} \left( \left| X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n} \right| \max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \right) \\ &\leq \mathbb{E} \left( \max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \sum_{k=1}^N \left| X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n} \right| \right). \end{aligned}$$

D'autre part, comme  $X_t = \int_0^t \beta_s ds$

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^N \left| X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n} \right| &= \sum_{k=1}^N \left| \int_{t_{k-1}^n}^{t_k^n} \beta_s ds \right| \\ &\leq \sum_{k=1}^N \int_{t_{k-1}^n}^{t_k^n} |\beta_s| ds = \int_0^t |\beta_s| ds, \end{aligned}$$

et comme

$$\max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \leq 2a,$$

alors

$$\max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \sum_{k=1}^N \left| X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n} \right| \leq 2a \int_0^t |\beta_s| ds,$$

qui est intégrable. Il résulte du théorème de la convergence, puisque

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left( \max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \right) = 0 \text{ grâce à la continuité de } X,$$

que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left( \max_{1 \leq l \leq N} \left| X_{t_l^n} - X_{t_{l-1}^n} \right| \sum_{k=1}^N \left| X_{t_k^n} - X_{t_{k-1}^n} \right| \right) = 0.$$

Par suite  $\mathbb{E}(X_t^2) = 0$ .

2) *Le cas général :*

On considère pour tout  $n \in \mathbb{N}$ , la variable aléatoire

$$T_n := \inf \{ t \geq 0 : |X_t| > n \}.$$

Comme  $\{T_n > t\} = \{|X_t| \leq n\} = X_t^{-1}([-n, n]) \in \mathcal{F}_t$  pour tout  $t \geq 0$ , alors  $(T_n)$  est une suite de *t.d'a.* Comme  $\{t \geq 0 : |X_t| > n+1\} \subset \{t \geq 0 : |X_t| > n\}$  alors  $T_n \leq T_{n+1}$ . De plus, pour tout  $(t, \omega) \in \mathbb{R}_+ \times \Omega$  on a pour tout  $n \geq N_0 := [|X_t(\omega)|], |X_t(\omega)| < n$ . Il résulte que  $t \leq T_n$ , qui signifie que  $\lim_{n \rightarrow +\infty} T_n = +\infty$ .

Ainsi  $(T_n)$  est une suite croissante de *t.d'a.* divergente.

Soit maintenant le processus arrêté  $X^{T_n}$ . D'après les deux propositions précédentes ce processus est une martingale à variations finies, d'où  $X_{t \wedge T_n} = X_t^{T_n} = 0$  *p.s.* pour tout  $t \geq 0$  et comme le processus  $X$  est continu alors  $X_t = \lim_{n \rightarrow +\infty} X_{t \wedge T_n} = 0$  *p.s.* ■

## 0.1 Semi-martingales et convergence

Les trois propositions suivantes sont cruciales pour montrer la formule d'intégration par parties. Dans toute la suite on adopte la notation suivante pour une semi martingale:

$$X_t = X_0 + M_t + V_t \text{ où } M_t = \int_0^t \alpha_s dB_s \text{ et } V_t = \int_0^t \beta_s ds.$$

**Proposition:**

Soient  $X$  une semi-martingale et  $\gamma$  un processus adapté continu et borné par  $a > 0$ . Alors on a la convergence dans  $L^1(\Omega, \mathcal{F}, P)$  suivante:

$$\sum_{p=0}^{n-1} \gamma_{\frac{p}{n}t} \left( X_{\frac{p+1}{n}t} - X_{\frac{p}{n}t} \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s + \int_0^t \gamma_s \beta_s ds,$$

d'où la définition:

**Définition:**

*L'intégrale stochastique*

$$\int_0^t \gamma_s dX_s := \int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s + \int_0^t \gamma_s \beta_s ds$$

s'appelle l'intégrale stochastique du processus  $\gamma$  par rapport à la semi-martingale  $X$ .

**Preuve:**

On a

$$\sum_{p=0}^{n-1} \gamma_{\frac{p}{n}t} \left( X_{\frac{p+1}{n}t} - X_{\frac{p}{n}t} \right) = U_t^n + W_t^n, \text{ où}$$

$$U_t^n = \sum_{p=0}^{n-1} \gamma_{\frac{p}{n}t} \left( M_{\frac{p+1}{n}t} - M_{\frac{p}{n}t} \right) \text{ et } W_t^n = \sum_{p=0}^{n-1} \gamma_{\frac{p}{n}t} \left( V_{\frac{p+1}{n}t} - V_{\frac{p}{n}t} \right).$$

Comme  $V_t = \int_0^t \beta_s ds$  est dérivable ( $\frac{dV_t}{dt} = \beta_t$ ), alors on a la convergence dans  $L^1(\Omega, \mathcal{F}, P)$  suivante

$$W_t^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^t \gamma_s dV_s = \int_0^t \gamma_s \beta_s ds.$$

Il suffit alors de montrer que  $U_t^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s$  dans  $L^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$ .

Soit  $(\gamma^n)$  (resp.  $(\alpha^n)$ ) la suite des processus tassés de  $\gamma$  (resp.  $\alpha$ ) sur la subdivision:

$$0 < \frac{t}{n} < \frac{2t}{n} < \frac{3t}{n} < \dots < t < \dots$$

On a :

$$M_{\frac{p+1}{n}t} - M_{\frac{p}{n}t} = \sum_{k=0}^p \alpha_{\frac{k}{n}t} (B_{\frac{k+1}{n}t} - B_{\frac{k}{n}t}) - \sum_{k=0}^{p-1} \alpha_{\frac{k}{n}t} (B_{\frac{k+1}{n}t} - B_{\frac{k}{n}t}) = \alpha_{\frac{p}{n}t} (B_{\frac{p+1}{n}t} - B_{\frac{p}{n}t}),$$

d'où

$$U_t^n = \sum_{p=0}^{n-1} \gamma_{\frac{p}{n}t} \alpha_{\frac{k}{n}t} (B_{\frac{k+1}{n}t} - B_{\frac{k}{n}t}) = \int_0^t \gamma_s^n \alpha_s^n dB_s$$

Il suffit donc de montrer que  $\int_0^t \gamma_s^n \alpha_s^n dB_s$  converge vers  $\int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s$  dans  $L^2(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . On a, d'une part

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left( \int_0^t \gamma_s^n \alpha_s^n dB_s - \int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s \right)^2 &= \mathbb{E} \left( \int_0^t (\gamma_s^n \alpha_s^n - \gamma_s \alpha_s) dB_s \right)^2 \\ &= \mathbb{E} \left( \int_0^t (\gamma_s^n \alpha_s^n - \gamma_s \alpha_s)^2 ds \right) \end{aligned}$$

et d'autre part, en utilisant l'inégalité  $(a+b)^2 \leq 2(a^2 + b^2)$  pour tous réels  $a$  et  $b$ ,

$$\begin{aligned} (\gamma_s^n \alpha_s^n - \gamma_s \alpha_s)^2 &= (\gamma_s^n (\alpha_s^n - \alpha_s) + \alpha_s (\gamma_s^n - \gamma_s))^2 \\ &\leq 2 \left( (\gamma_s^n)^2 (\alpha_s^n - \alpha_s)^2 + (\alpha_s)^2 (\gamma_s^n - \gamma_s)^2 \right) \\ &\leq 2 \left( a^2 (\alpha_s^n - \alpha_s)^2 + (\alpha_s)^2 (\gamma_s^n - \gamma_s)^2 \right), \end{aligned}$$

d'où

$$0 \leq \mathbb{E} \left( \int_0^t (\gamma_s^n \alpha_s^n - \gamma_s \alpha_s)^2 ds \right) \leq 2 \left( a^2 \mathbb{E} \left( \int_0^t (\alpha_s^n - \alpha_s)^2 ds \right) + \mathbb{E} \left( \int_0^t (\alpha_s)^2 (\gamma_s^n - \gamma_s)^2 ds \right) \right)$$

On conclut, du théorème de la convergence dominée, que les deux espérances du second membre convergent vers 0, d'où

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E} \left( \int_0^t (\gamma_s^n \alpha_s^n - \gamma_s \alpha_s)^2 ds \right) = 0,$$

ce qui achève la démonstration. ■

**Remarque:**

Avec la même démonstration avec  $(\gamma^n)$  (resp.  $(\alpha^n)$ ) la suite des processus tassés de  $\gamma$  (resp.  $\alpha$ ) sur la subdivision:

$$0 < \frac{1}{n} \wedge t < \frac{2}{n} \wedge t < \frac{3}{n} \wedge t < \dots < \frac{n+1}{n} \wedge t < \dots,$$

on montre que la convergence suivante:

$$\sum_{p=0}^{\infty} \gamma_{\frac{p}{n} \wedge t} \left( X_{\frac{p+1}{n} \wedge t} - X_{\frac{p}{n} \wedge t} \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \int_0^t \gamma_s \alpha_s dB_s + \int_0^t \gamma_s \beta_s ds$$

a lieu dans  $L^1(\Omega, \mathcal{F}, P)$ .