

ch II

Mouvement brownien. Intégrale stochastique. Equations
Différentielles Stochastiques

I Processus à temps continu:

espace de proba $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$.

def: Une famille $(X_t)_{t \geq 0}$ de variables aléatoires à valeurs dans un espace mesurable (E, \mathcal{E}) est appelée processus à valeurs dans E .

NB: A $\omega \in \Omega$, on associe la trajectoire

$$t \in \mathbb{R}_+ \longrightarrow X_t(\omega).$$

La trajectoire est dite continue si cette fonction est continue. Le processus est dit continu si ses trajectoires sont continues p.s.

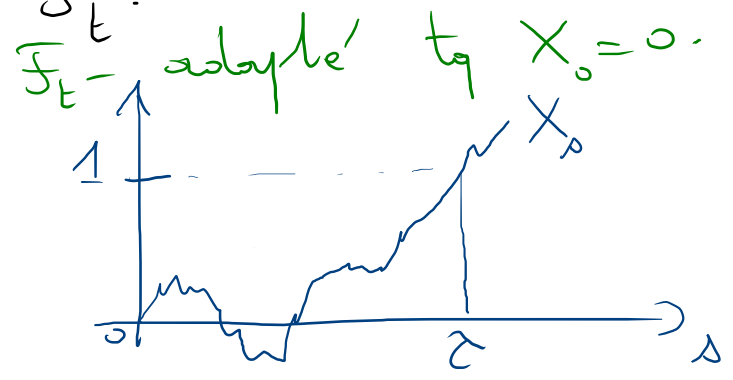
Filtration : $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ famille croissante de sous tribus de \mathcal{F}

• $(X_t)_{t \geq 0}$ est dit adapté à la filtration $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ si $\forall t \geq 0, X_t$ est \mathcal{F}_t mesurable.

ex: Si $\mathcal{F}_t = \sigma(X_s, s \leq t)$, alors $(X_t)_{t \geq 0}$ est \mathcal{F}_t -adapté

def: Une va $\tau: \Omega \rightarrow \mathbb{R}_+ \cup \{+\infty\}$ est appelée temp d'arrêt par rapport à la filtration $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ si $\forall t \geq 0, \{\tau \leq t\} \in \mathcal{F}_t$.

ex: $(X_t)_{t \geq 0}$ processus continu
 $\tau(\omega) = \inf \{s \geq 0 : X_s(\omega) \geq 1\}$



$$\{\tau \leq t\} = \left\{ \sup_{s \in [0, t]} X_s \geq 1 \right\} = \left\{ \sup_{s \in [0, t] \cap \mathbb{Q}} X_s \geq 1 \right\}$$

$$= \bigcap_{n \in \mathbb{N}^*} \bigcup_{s \in [0, t] \cap \mathbb{Q}} \left\{ X_s \geq 1 - \frac{1}{n} \right\} \in \mathcal{F}_t$$

$\in \mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}_t$

par stabilité
d'une tribu
par intersection et
union dénombrable

II Markingales

def: Un processus $(M_t)_{t \geq 0}$ réel \mathcal{F}_t -adapté est une

\mathcal{F}_t -markingale si

i) $\forall t \geq 0, \mathbb{E}(|M_t|) < +\infty$

ii) $\forall 0 \leq s \leq t, \mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s) = M_s$

surmark
sous mark

ii) $\Leftrightarrow \mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s) \leq M_s$
ii) $\Leftrightarrow \mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s) \geq M_s$

MA:
$$\mathbb{E}(\underbrace{\mathbb{E}(M_t | \mathcal{F}_s)}_{\mathbb{E}(M_t)}) = \mathbb{E}(M_s)$$

l'espérance d'une mart est constante

Thm d'arrêt de Doob: Si $(M_t)_{t \geq 0}$ est une \mathcal{F}_t -mart
| et τ un \mathcal{F}_t temp d'arrêt tq $\exists T < +\infty$ avec $\mathbb{P}(\tau \leq T) = 1$
| alors $\mathbb{E}(M_\tau) = \mathbb{E}(M_0)$

Thm (Inégalité de Doob): Si $(M_t)_{t \geq 0}$ est une martingale
| continue, alors $\forall t \geq 0$, $\mathbb{E}(\sup_{s \in [0, t]} M_s^2) \leq 4 \mathbb{E}(M_t^2)$

III

Le mouvement brownien :

1) definition :

def: On appelle mouvement brownien standard un processus $(W_t)_{t \geq 0}$ à trajectoires continues qui vérifie

- i) $W_0 = 0$
- ii) $W_{t+s} - W_t$ est indep de $\sigma(W_u, u \leq s)$ et suit $\mathcal{N}(0, t)$ pour tout $s, t \geq 0$.

NB :

processus continue à accroissements indep et stationnaires

En fait tout processus continu $(X_t)_{t \geq 0}$ à accroissements indep et stationnaires s'écrit sous la forme $X_t = X_0 + \mu t + \sigma W_t$ avec $(W_t)_{t \geq 0}$ mouvement brownien.

Prop: Le mouvement brownien est un processus gaussien ou
 pens si $\forall 0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_m$, $(W_{t_1}, W_{t_2}, \dots, W_{t_m})$
 est un vecteur gaussien

preuve: $(W_{t_1}, W_{t_2} - W_{t_1}, \dots, W_{t_m} - W_{t_{m-1}})$ est un vecteur dont les
 coordonnées sont des gaussiennes réelles indep.

Il suit la loi $N_n(0, \begin{pmatrix} t_1 & & \\ & t_2 - t_1 & \\ & & \ddots \\ & & & t_m - t_{m-1} \end{pmatrix})$

Par stabilité du caractère gaussien par la transformation
 affine $(x_1, \dots, x_n) \rightarrow (x_1, x_2 + x_1, \dots, x_n + x_{n-1} + \dots + x_1)$,
 $(W_{t_1}, W_{t_2}, \dots, W_{t_m})$ est un vecteur gaussien \square

Pour $0 \leq s \leq t$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(W_t, W_s) &= \mathbb{E}(W_t W_s) - \underbrace{\mathbb{E}(W_t)}_0 \underbrace{\mathbb{E}(W_s)}_0 = \mathbb{E}((W_t - W_s)W_s) + \mathbb{E}(W_s^2) \\ &= \mathbb{E}(W_t - W_s) \mathbb{E}(W_s) + s = s. \end{aligned}$$

= $\text{Var}(W_s)$ car $\mathbb{E}(W_s) = 0$

Prop: tout processus continu gaussien $(B_t)_{t \geq 0}$ Centre
 et tel que Cov $(B_t, B_s) = \min(t, s)$ est un mouvement
 brownien

def: Soit $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ une filtration
 On que $(W_t)_{t \geq 0}$ est un \mathcal{F}_t -mouvement brownien
 si $\forall t \geq 0$ W_t est \mathcal{F}_t mesurable et

- i) $W_0 = 0$
- ii) $\forall s, t \geq 0$, $W_{t+s} - W_s$ est indep de \mathcal{F}_s et suit $\mathcal{N}(0, t)$

NB: \mathcal{F}_t peut contenir plus d'information que $\sigma(W_s, s \leq t)$.

2) quelques propriétés du mouvement brownien:

• $X_t = -W_t$ $Y_t = c \frac{W_t}{\sqrt{t}}$ avec $c \in \mathbb{R}^*$
 sont des mouvements browniens.

$Z_t = t \frac{W_1}{t}$
 utilisation de la
 caractérisation
 comme processus gaussien
 centre avec covariance
 $\min(s, t)$.

Application: $\mathcal{L}(W_s | W_t = x)$ for $0 < s \leq t$

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(Z_s | Z_t = x) &= \mathcal{L}(s W_{\frac{1}{s}} | t W_{\frac{1}{t}} = x) \\ &= \mathcal{L}\left(s \underbrace{\left(W_{\frac{1}{s}} - W_{\frac{1}{t}}\right)}_{\text{indep. of } W_{\frac{1}{t}}} + s W_{\frac{1}{t}} \mid W_{\frac{1}{t}} = \frac{x}{t}\right) \\ &= \mathcal{L}_1\left(\frac{s x}{t}, \frac{s(t-s)}{t}\right) \end{aligned}$$

moments:
 $\lambda \in \mathbb{R} \quad t > 0$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{\lambda W_t}) &= \int_{\mathbb{R}} e^{\lambda x} \frac{e^{-\frac{x^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx \\ &= \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{x^2 - 2\lambda t x + \lambda^2 t^2}{2t}} e^{+\frac{\lambda^2 t}{2}} \frac{dx}{\sqrt{2\pi t}} \\ &= e^{\frac{\lambda^2 t}{2}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{(x - \lambda t)^2}{2t}} \frac{dx}{\sqrt{2\pi t}} = e^{\frac{\lambda^2 t}{2}} \int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{y^2}{2t}} \frac{dy}{\sqrt{2\pi t}} = e^{\frac{\lambda^2 t}{2}} \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}(e^{\lambda W_t}) = e^{\frac{\lambda^2 t}{2}}$$

$$\sum_{m \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^m \mathbb{E}(W_t^m)}{m!} = \sum_{m \in \mathbb{N}} \frac{\lambda^{2m} t^m}{2^m m!}$$

$$\mathbb{E}(W_t^m) = \begin{cases} 0 \\ \frac{m! t^{\frac{m}{2}}}{2^{\frac{m}{2}} (\frac{m}{2})!} \end{cases}$$

si m impair

si m pair
(choix $m = \frac{m}{2}$)

ex. $\mathbb{E}(W_t^4) = \frac{4! t^2}{2^2 2!} = 3t^2$

3) martingales browniennes:

Soit $(W_t)_{t \geq 0}$ un \mathcal{F}_t mouvement brownien. Alors

$(W_t)_{t \geq 0}$, $(X_t = W_t^2 - t)_{t \geq 0}$, $(Y_t = e^{\lambda W_t - \frac{\lambda^2 t}{2}})_{t \geq 0}$ sont
des \mathcal{F}_t martingales.

preuve: Soit $0 \leq s \leq t$

$$\mathbb{E}(W_t | \mathcal{F}_s) = \mathbb{E}(W_t - W_s + W_s | \mathcal{F}_s) = \underbrace{\mathbb{E}(W_t - W_s | \mathcal{F}_s)}_{\substack{\text{indép de } \mathcal{F}_s \\ \mathbb{E}(W_t - W_s) = 0}} + \underbrace{\mathbb{E}(W_s | \mathcal{F}_s)}_{W_s}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(W_t^2 | \mathcal{F}_s) &= \mathbb{E}\left((W_t - W_s)^2 + 2(W_t - W_s)W_s + W_s^2 | \mathcal{F}_s\right) \\ &= \mathbb{E}\left((W_t - W_s)^2 | \mathcal{F}_s\right) + 2W_s \mathbb{E}(W_t - W_s | \mathcal{F}_s) + W_s^2 \\ &= \underbrace{\mathbb{E}\left((W_t - W_s)^2\right)}_{t-s} + 2W_s \underbrace{\mathbb{E}(W_t - W_s)}_0 + W_s^2 \quad \text{car } \mathbb{E}(W_t^2 - t | \mathcal{F}_s) = W_s^2 - s. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{\lambda W_t} | \mathcal{F}_s) &= \mathbb{E}\left(e^{\lambda(W_t - W_s) + \lambda W_s} | \mathcal{F}_s\right) = e^{\lambda W_s} \mathbb{E}\left(e^{\lambda(W_t - W_s)}\right) \\ &= e^{\lambda W_s} \mathbb{E}(e^{\lambda W_{t-s}}) = e^{\lambda W_s} e^{\lambda^2 \frac{t-s}{2}} \quad \text{car } \mathbb{E}\left(e^{\lambda W_t - \frac{\lambda^2 t}{2}} | \mathcal{F}_s\right) = e^{\lambda W_s - \frac{\lambda^2 s}{2}} \end{aligned}$$



Summe de Riemann et mouvement brownien :

$$1) \frac{1}{2} \left(W_T^2 - \sum_{k=1}^N (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \left(\cancel{W_{t_k}^2} - \cancel{W_{t_{k-1}}^2} - \cancel{W_{t_k}^2} - \cancel{W_{t_{k-1}}^2} + 2W_{t_k}W_{t_{k-1}} \right)$$

$$= \sum_{k=1}^N W_{t_{k-1}} (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})$$

$$2) \mathbb{E} \left(\sum_{k=1}^N (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right) = \sum_{k=1}^N \mathbb{E} \left((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right) \stackrel{\text{central}}{=} \sum_{k=1}^N \text{Var} (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})$$

$$= \sum_{k=1}^N (t_k - t_{k-1}) = t_N - t_0 = T$$

$$\mathbb{E} \left(\left(\sum_{k=1}^N (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 - T \right)^2 \right) = \text{Var} \left(\sum_{k=1}^N (W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right)$$

$$\stackrel{\text{indep random}}{=} \sum_{k=1}^N \text{Var} \left((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right) = \sum_{k=1}^N \left(\mathbb{E} \left((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^4 \right) - \left(\mathbb{E} \left((W_{t_k} - W_{t_{k-1}})^2 \right) \right)^2 \right)$$

$$= \sum_{k=1}^N \left(3(t_k - t_{k-1})^2 - (t_k - t_{k-1})^2 \right) = 2 \sum_{k=1}^N (t_k - t_{k-1})^2 = 2 \sum_{k=1}^N \left(\frac{T}{N} \right)^2$$

$$= \frac{2T^2}{N}$$

$$W_{t_k} - W_{t_{k-1}} \stackrel{\Delta}{=} \sqrt{t_k - t_{k-1}} \cdot G$$

$$\begin{aligned}
 3) \quad & \mathbb{E} \left(\left(\sum_{k=1}^N W_{k_{\varepsilon}} (W_{k_{\varepsilon}} - W_{k_{\varepsilon-1}}) - \frac{1}{2} (W_T^2 - T) \right)^2 \right) \\
 & \stackrel{1)}{=} \mathbb{E} \left(\left(\frac{1}{2} T - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N (W_{k_{\varepsilon}} - W_{k_{\varepsilon-1}})^2 \right)^2 \right) \\
 & = \frac{1}{4} \mathbb{E} \left(\left(\sum_{k=1}^N (W_{k_{\varepsilon}} - W_{k_{\varepsilon-1}})^2 - T \right)^2 \right) = \frac{2T^2}{4N} = \frac{T^2}{2N} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} 0.
 \end{aligned}$$

$$\int_0^T W_n dW_n = \frac{1}{2} (W_T^2 - T).$$

$$\begin{aligned}
 4) \quad & \text{Soit } f: [0, T] \rightarrow \mathbb{R} \quad \text{avec } f(0) = 0. \\
 & \sum_{k=1}^N (f(k_{\varepsilon}) - f(k_{\varepsilon-1}))^2 \leq \sup_{t \in [0, T]} (f'(t))^2 \sum_{k=1}^N \underbrace{\left(\frac{k_{\varepsilon} - k_{\varepsilon-1}}{N} \right)^2}_{\frac{T^2}{N}} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} 0 \\
 & \underbrace{\sum_{k=1}^N f(k_{\varepsilon-1}) (f(k_{\varepsilon}) - f(k_{\varepsilon-1}))}_{\sum_{k=1}^N \widetilde{f}(k_{\varepsilon-1}) f'(k_{\varepsilon-1}) (k_{\varepsilon} - k_{\varepsilon-1})} = \frac{1}{2} \left(f^2(T) - \sum_{k=1}^N (f(k_{\varepsilon}) - f(k_{\varepsilon-1}))^2 \right) \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \frac{1}{2} f^2(T) \\
 & \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \int_0^T f f'(t) dt = \frac{1}{2} f^2(T).
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 5) \quad \mathbb{E} \left[\left(\sum_{k=1}^N H_{k-1} (W_{k_e} - W_{k_{e-1}}) \right)^2 \right] &= \sum_{k=1}^N \mathbb{E} \left(H_{k-1}^2 (W_{k_e} - W_{k_{e-1}})^2 \right) \\
 &+ 2 \sum_{1 \leq k < l \leq N} \mathbb{E} \left[\underbrace{\mathbb{E} \left(H_{k-1} (W_{k_e} - W_{k_{e-1}}) \right)}_{\mathcal{F}_{k_{e-1}}} \underbrace{H_{l-1} (W_{l_e} - W_{l_{e-1}})}_{\text{indép } \mathcal{F}_{l_{e-1}}} \right] \\
 &\underbrace{\mathbb{E} \left(H_{k-1} (W_{k_e} - W_{k_{e-1}}) H_{l-1} \right)}_{\text{mes}} \underbrace{\mathbb{E} \left(W_{l_e} - W_{l_{e-1}} \right)}_{\text{indép } \mathcal{F}_{l_{e-1}}} \\
 &= \sum_{k=1}^N \mathbb{E} \left(H_{k-1}^2 \mathbb{E} \left((W_{k_e} - W_{k_{e-1}})^2 \right) \right) = \mathbb{E} \left(H_{k-1}^2 \frac{(k-k_{e-1})}{N} \right)
 \end{aligned}$$

Markoviales Brownienneres et temps d'attente:

1) $(X_t)_{t \geq 0}$ et $(e^{\lambda W_t - \frac{\lambda^2 t}{2}})_{t \geq 0}$ sont des \mathcal{F}_t -mart.

2) $\tau_{a,b} = \inf \{ t \geq 0 : W_t \notin]a,b[\}$.

$\{ \tau_{a,b} \leq t \} = \left\{ \sup_{s \in [0,t]} W_s \geq b \right\} \cup \left\{ \inf_{s \in [0,t]} W_s \leq a \right\}$

$= \bigcap_{m \in \mathbb{N}^*} \bigcup_{q \in [0,t] \cap \mathbb{Q}} \left\{ W_q \geq b - \frac{1}{m} \right\} \cup \left\{ \bigcap_{m \in \mathbb{N}^*} \bigcup_{q \in [0,t] \cap \mathbb{Q}} \left\{ W_q \leq a + \frac{1}{m} \right\} \right\} \in \mathcal{F}_t$

$\in \mathcal{F}_q \subset \mathcal{F}_t$

$$P(W_t \notin]a, b[) = P\left(\frac{W_t}{\sqrt{t}} \notin \left]\frac{a}{\sqrt{t}}, \frac{b}{\sqrt{t}}\right[\right) = P(G \notin \left]\frac{a}{\sqrt{t}}, \frac{b}{\sqrt{t}}\right[) \xrightarrow{t \rightarrow +\infty} P(G \neq 0) = 1 - P(G=0) = 1.$$

$$\{W_t \notin]a, b[\} \subset \{Z_{a,b} \leq t\} \subset \{Z_{a,b} < +\infty\}.$$

Donc $P(Z_{a,b} < +\infty) = 1.$

3) $V_b = \inf\{t \geq 0 : W_t \geq b\} < +\infty$ p.s. $W_{V_b} = b$
 $E(W_{V_b}) = b \neq E(W_0) = 0$

d'où la nécessité de borner les temps d'arrêt pour appliquer le théorème d'arrêt de Doob.

$E(W_{Z_{a,b} \wedge m}) = 0$ par le théorème d'arrêt

$|W_{Z_{a,b} \wedge m}| \leq b \vee (-a)$

$W_{Z_{a,b} \wedge m} \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} W_{Z_{a,b}}$ p.s. car $P(Z_{a,b} < +\infty) = 1$

Par TCD, $E(W_{Z_{a,b} \wedge m}) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} E(W_{Z_{a,b}})$

$E(W_{Z_{a,b}}) = 0$

$$0 = a \mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = a) + b \underbrace{\mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = b)}_{1 - \mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = a)}$$

$$(b-a) \mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = a) = b$$

$$\mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = a) = \frac{b}{b-a}$$

$$\mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = b) = \frac{-a}{b-a}$$

4) Par l'unicité d'arrêt $\mathbb{E}(X_{Z_{a,b} \wedge n}) = \mathbb{E}(X_0) = 0$

$$\mathbb{E}(Z_{a,b} \wedge n) = \mathbb{E}(W_{Z_{a,b} \wedge n}^2)$$

ω monotone
 $\downarrow n \rightarrow +\infty$

$n \rightarrow +\infty$
 \downarrow LSD

$$\mathbb{E}(Z_{a,b}) = \mathbb{E}(W_{Z_{a,b}}^2) = a^2 \mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = a) + b^2 \mathbb{P}(W_{Z_{a,b}} = b)$$

$$= \frac{a^2 b - a b^2}{b-a} = ab \frac{a-b}{b-a} = -ab$$

$$5) \quad \bar{c}_b = \bar{c}_{-b,b}$$

$-W$ est un brownien
 $\bar{c}_b(-w) = \bar{c}_b(w)$

$$\mathbb{E} \left(e^{-\lambda^2 \frac{\bar{c}_b(w)}{2}} \mathbb{1}_{\{W_{\bar{c}_b(w)} = b\}} \right) \stackrel{-W \stackrel{x}{=} w}{=} \mathbb{E} \left(e^{-\lambda^2 \frac{\bar{c}_b(-w)}{2}} \mathbb{1}_{\{-W_{\bar{c}_b(-w)} = b\}} \right)$$

$$\stackrel{\bar{c}_b(-w) = \bar{c}_b(w)}{=} \mathbb{E} \left(e^{-\lambda^2 \frac{\bar{c}_b(w)}{2}} \mathbb{1}_{\{W_{\bar{c}_b(w)} = -b\}} \right)$$

$$\mathbb{E} \left(e^{\lambda W_{\bar{c}_b(n)} - \frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b(n)} \right) = 1$$

par l'arrêt de Doob

p.s. $\downarrow n \rightarrow +\infty$ $1 \leq e^{|\lambda|b}$

$$e^{\lambda W_{\bar{c}_b} - \frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b}$$

Par (vD)

$$1 = \mathbb{E} \left(e^{\lambda W_{\bar{c}_b} - \frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b} \right) = e^{\lambda b} \mathbb{E} \left(e^{-\frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b} \mathbb{1}_{\{W_{\bar{c}_b} = b\}} \right) + e^{-\lambda b} \mathbb{E} \left(e^{-\frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b} \mathbb{1}_{\{W_{\bar{c}_b} = -b\}} \right)$$

$$= \cosh(\lambda b) \mathbb{E} \left(e^{-\frac{\lambda^2}{2} \bar{c}_b} \right)$$

$$\lambda = \sqrt{2\theta} \Rightarrow \mathbb{E} \left(e^{-\theta \bar{c}_b} \right) = \frac{1}{\cosh(\sqrt{2\theta} b)}$$

seance du 17/03 en classe inversée

lire le § 3.4 jusqu'à fin § 3.4.2
p 55 à 64 du livre "Introduction au calcul
stochastique appliqué à la finance". 3^{ème} édition