

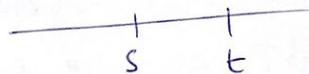
Méthode de Monte-Carlo :

Problème statistique M_t est une \mathcal{F} -martingale si :

• M_t est intégrable : $E[|M_t|] < +\infty$

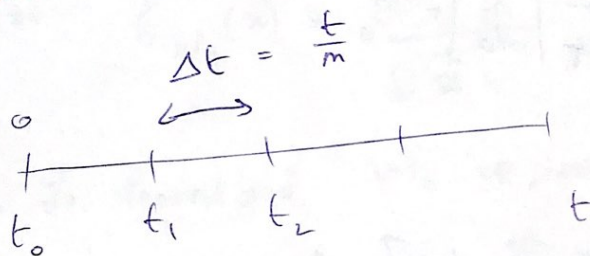
• M_t est \mathcal{F} -mesurable

• $E[M_t / \mathcal{F}_s] = M_s$, $s \leq t$



Nous avons vérifié ~~cette~~ [↑] propriété pour M_t -marché aléatoire.

Rappel : Taux d'intérêt r = le taux d'intérêt annuel



$$m = \frac{t}{\Delta t}$$

t_0 — B_0 ← une obligation
intérêts

$$t_1 \text{ — } B_1 = B_0 + \overbrace{r \Delta t \cdot B_0}^{\text{intérêts}} = B_0 (1 + r \Delta t)$$

$$t_2 \text{ — } B_2 = B_1 + r \Delta t B_1 = B_1 (1 + r \Delta t) = B_0 (1 + r \Delta t)^2$$

⋮

$$t_m \text{ — } B_m = B_0 (1 + r \Delta t)^m$$

$$\begin{aligned} &= B_0 \cdot \lim_{\Delta t \rightarrow 0} e^{\frac{t}{\Delta t} \ln(1 + r \Delta t)} \sim r \Delta t + o(\Delta t) \\ &= B_0 \cdot \lim_{\Delta t \rightarrow 0} e^{rt + \frac{t}{\Delta t} o(\Delta t)} = B_0 \cdot e^{rt} \end{aligned}$$

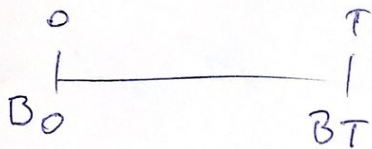
①

$$\frac{dS_t}{S_t} = r S_t dt + \sigma dW_t$$

$$dS_t = S_t r dt \quad \text{partie déterministe}$$

$$S_t = S_0 \cdot e^{rt}$$

Principe d'Absence d'Opportunité d'Arbitrage : AOA



Valeur nominale : $B_T = B_0 \cdot e^{rt}$

Une action $S_0 = B_0 \xrightarrow{\quad} S_T$ $\mathbb{E}[S_T | \mathcal{F}_0] = B_0 \cdot e^{rt}$

Une option $V_0 = B_0 = S_0$ $\mathbb{E}[V_T | \mathcal{F}_0] = B_0 \cdot e^{rt}$

$$\Rightarrow \mathbb{E}[S_T | \mathcal{F}_0] = S_0 \cdot e^{rt}$$

$$\Rightarrow \mathbb{E}\left[\underbrace{e^{-rt}}_{\hat{S}_t} S_T | \mathcal{F}_0\right] = S_0$$

$$\hat{S}_t = e^{-rt} S_T$$

$$\mathbb{E}[\hat{S}_T | \mathcal{F}_0] = \hat{S}_0$$

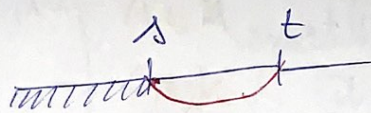
$$\mathbb{E}[X_t | \mathcal{F}_s] = X_s, \quad s \leq t$$

est une martingale.

$\hat{V}_t = e^{-rt} \cdot \overset{\text{une option}}{V_t}$ - est une martingale.

1) Mouvement Brownien :

Processus Stochastique W_t



1. $W_0 = 0$

2. Les accroissements sont indépendants,

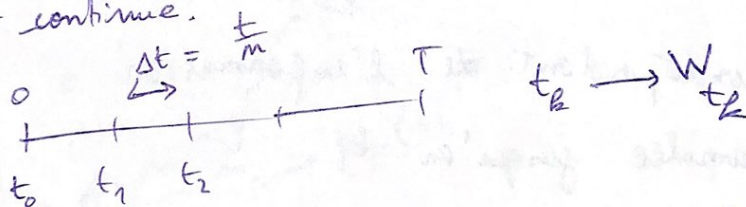
$\Rightarrow W_t - W_s$ est indépendante de \mathcal{F}_s (plus fort que sans mémoire).

3. W_t est stationnaire : $W_t - W_s$ suit la même loi de W_{t-s} .

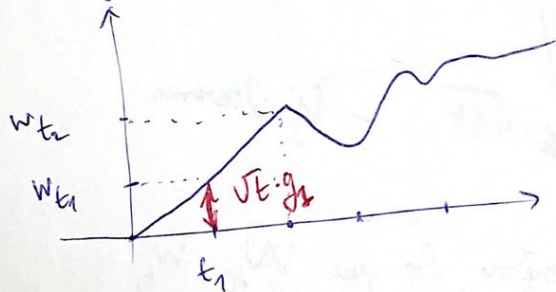
4. W_t suit la loi Normale $N(0, t)$.

$\Rightarrow f_{W_t}(x) = \frac{e^{-\frac{x^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi \cdot t}}$ fonction de densité

5. La trajectoire W_t est continue.



Simuler la MB signifie une trajectoire du



$$W_m = W_0 + \sum_{i=1}^m g_i \cdot \sqrt{\Delta t}$$

Étudier l'objet suivant : suit la loi $N(0, t)$

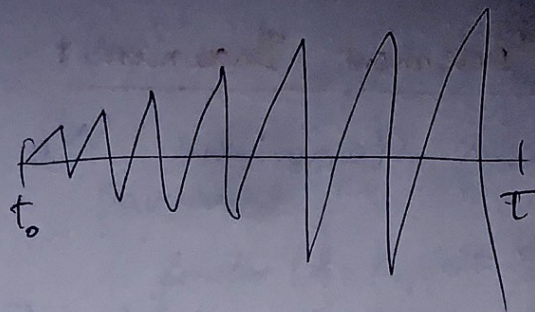
$$\begin{cases} W_0 = 0 \\ W_1 = W_0 + \sqrt{\Delta t} \cdot g_1 \\ W_2 = W_1 + \sqrt{\Delta t} \cdot g_2 \\ \vdots \\ W_m = W_{m-1} + \sqrt{\Delta t} \cdot g_m \end{cases}$$

les g_m sont iid (Les accroissements)

Une seule coordonnée : $W_t \sim N(0, t)$

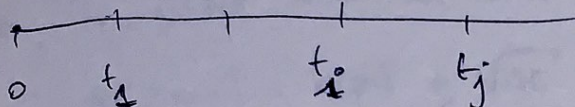
\sqrt{t} - rand()

$$\begin{aligned} W_{t_1} &= \sqrt{t_1} \cdot N(0,1) \\ W_{t_2} &= \sqrt{t_2} \cdot N(0,1) \\ &\vdots \\ W_{t_m} &= \sqrt{t_m} \cdot N(0,1) \end{aligned} \quad \left. \vphantom{\begin{aligned} W_{t_1} &= \sqrt{t_1} \cdot N(0,1) \\ W_{t_2} &= \sqrt{t_2} \cdot N(0,1) \\ &\vdots \\ W_{t_m} &= \sqrt{t_m} \cdot N(0,1) \end{aligned}} \right\} \Rightarrow \text{fact}$$



On vérifie que l'objet construit vérifie toutes les propriétés du Mouvement Brownien.

$$W_0 = 0$$



$$W_{t_j} - W_{t_i} = \sqrt{\Delta t} \left(\sum_{k=1}^j g_k - \sum_{k=1}^i g_k \right)$$

$$= \sqrt{\Delta t} \left(\sum_{k=i+1}^j g_k \right)$$

$$\begin{aligned} j - k + 1 &= j - (i+1) + 1 \\ &= j - i - 1 + 1 \\ &= j - i \text{ terms} \end{aligned}$$

est indépendant de l'information accumulée jusqu'en t_i

$$\mathcal{F}_{t_i} = \{g_1, g_2, \dots, g_i\}$$

Stationnarité: $W_{t_j} - W_{t_i} = \sum_{k=i+1}^j g_k \cdot \sqrt{\Delta t} \quad - (j-i) \text{ termes}$

$$W_{t_j - t_i} = \sum_{k=1}^{j-i} g_k \cdot \sqrt{\Delta t} \quad - \text{soit la même loi que } W_{t_j} - W_{t_i} \text{ car } g_k \text{ indépendante et même nombre de termes.}$$

$$W_m = \sqrt{\Delta t} \left(\overset{\rightarrow N(0,1)}{g_1 + \dots + g_m} \right) = \sqrt{\Delta t} \cdot N(0, m)$$

$$\left. \begin{aligned} X &\sim N(\mu_1, \sigma_1^2) \\ Y &\sim N(\mu_2, \sigma_2^2) \end{aligned} \right\} \Rightarrow X+Y \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

$$\begin{aligned} W_m &= N(0, m \Delta t) \\ &= N(0, m \cdot \frac{t}{m}) \\ &= N(0, t) \end{aligned}$$

$$t(1) = 0$$

$$T = t(N+1)$$

function [W] = MB()

$$T = 2$$

$$N = 100$$

$$\Delta t = \frac{T}{N}$$

$$W(1) = 0$$

for m = 1:N

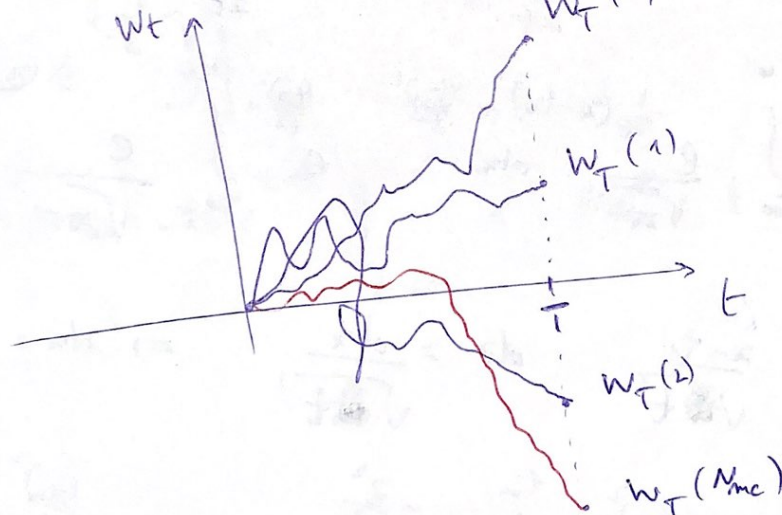
$$W(m+1) = W(m) + \sqrt{\Delta t} \cdot N(0,1)$$

$$t(m+1) = t(m) + \Delta t$$

End

PLOT (t, W)

END



On vérifie que : $E[W_T] = 0$ et $Var[W_T] = T$

$$E[W_T] = \lim_{N_{mc} \rightarrow +\infty} \frac{1}{N_{mc}} \sum_{i=1}^{N_{mc}} W_T^{(i)}$$

Théorème des grands Nombres

(3)

esperance, variance

PROGRAMME MATLAB

function [W] = Propriets - MB(Nmc)
esperance = 0, Var = 0,
for i = 1:Nmc

$$W = MB()$$

$$\text{last-value}(i) = W()$$

$$\text{esperance} = \text{esperance} + \text{last-value}(i)$$

$$\text{Var} = \text{Var} + \text{last-value}(i)^2$$

End

$$\text{esperance} = \text{esperance} / N_{mc}$$

$$\text{variance} = \frac{\text{Var}}{N_{mc}} - (\text{esperance})^2$$

End

$$W_T(s)$$

En mathématiques : $E[W_t] = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot \frac{e^{-\frac{x^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx = 0$

$$E[W_t^2] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{e^{-\frac{x^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx$$

On introduit la fonction génératrice $M_{W_t}(u) = E[W_t^u]$

$$M_{W_t}(u) = E[e^{u \cdot W_t}] = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{ux} e^{-\frac{x^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx$$

On étudie : $ux - \frac{x^2}{2t} = -\frac{1}{2t} (x^2 - 2tx + t^2 u^2 - t^2 u^2)$

$$= -\frac{1}{2t} (x - tu)^2 + \frac{(tu)^2}{2t}$$

$$\Rightarrow M_{W_t}(u) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{1}{2t}(x-tu)^2 + \frac{(tu)^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx = e^{\frac{(tu)^2}{2t}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{(x-tu)^2}{2t}}}{\sqrt{2\pi t}} dx = e^{\frac{(tu)^2}{2t}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-tu}{\sqrt{t}}\right)^2}}{\sqrt{t}} dx$$

Posons $z = \frac{x-tu}{\sqrt{t}}$ $dz = \frac{dx}{\sqrt{t}}$ $\Rightarrow dx = \sqrt{t} dz$

$$\Rightarrow M_{W_t}(u) = e^{\frac{(tu)^2}{2t}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{z^2}{2}}}{\sqrt{2\pi t}} \cdot \sqrt{t} dz = e^{\frac{(tu)^2}{2t}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\frac{z^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dz \stackrel{1}{=} 1$$

$$\Rightarrow M_{W_t}(u) = e^{\frac{(tu)^2}{2t}} = e^{\frac{t}{2} \cdot u^2}$$

$$\mathbb{E}[W_t^2] = \frac{\partial^2}{\partial u^2} M_{W_t}(u) \Big|_{u=0}$$

$$\begin{aligned} \text{En effet: } \frac{\partial^2}{\partial u^2} M_{W_t}(u) &= \frac{\partial^2}{\partial u^2} \mathbb{E}[e^{uW_t}] \Big|_{u=0} \\ &= \mathbb{E}[W_t^2 \cdot 1] = \mathbb{E}[W_t^2] \end{aligned}$$

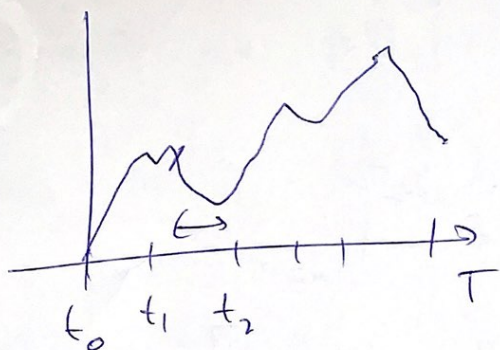
$$\text{Donc on peut calculer: } \frac{\partial^2}{\partial u^2} M_{W_t}(u) \Big|_{u=0} = \frac{\partial^2}{\partial u^2} e^{\frac{(tu)^2}{t^2}} \Big|_{u=0}$$

$$\frac{\partial}{\partial u} \left[\frac{2 \cdot tu}{2} e^{\frac{(tu)^2}{t^2}} \right] \Big|_{u=0}$$

$$\frac{t}{2} 2u$$

$$= \frac{\partial}{\partial u} \left[t \cdot u \cdot e^{\frac{tu^2}{2}} \right] \Big|_{u=0}$$

$$= \left(t \cdot e^{\frac{tu^2}{2}} + ut \cdot t u e^{\frac{tu^2}{2}} \right) \Big|_{u=0} = t e^0 = t$$



$$\Delta t = \frac{T}{N}$$

dan l'espace $\mathcal{L}^2 = \{x_t, \|x_t\|_2^2 = \mathbb{E}[x_t^2] < \infty\}$

$$Q_N = \sum_{n=1}^N (w_n - w_{n-1})^2$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (Q_N - T) = 0 \quad (\Rightarrow \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}[(Q_N - T)^2] = 0)$$

$$\langle W \rangle_T = \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^N (w_n - w_{n-1})^2 = T$$

$$= \lim_{N \rightarrow \infty} \left((w_1 - w_0)^2 + (w_2 - w_1)^2 + \dots + (w_N - w_{N-1})^2 \right)$$

$$= \lim_{N \rightarrow \infty} \left[\Delta t (g_1^2 + g_2^2 + \dots + g_N^2) \right]$$

On va montrer que $\lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}[(Q_N - T)^2] = 0$

• On va montrer que $E[Q_N] = T$

$$\underline{\text{On a}} \lim_{N \rightarrow +\infty} E[(Q_N - E[Q_N])^2]$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \text{Var}(Q_N)$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \text{Var} \left[\sum_{n=1}^N (W_n - W_{n-1})^2 \right] \rightarrow \left(\begin{array}{l} \text{car les accroissements} \\ \text{sont indépendants} \end{array} \right)$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N \text{Var}[(W_n - W_{n-1})^2] \rightarrow \left(\begin{array}{l} \text{car } W_{t_n} - W_{t_{n-1}} \\ \text{ont la même loi que} \end{array} \right)$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N \text{Var}[(W_{\Delta t})^2] \rightarrow W_{t_n - t_{n-1}} = W_{\Delta t}$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N \left(E[W_{\Delta t}^4] - E[W_{\Delta t}]^2 \right)^2$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N \left(3(\Delta t)^2 - (\Delta t)^2 \right) \rightarrow \left(\begin{array}{l} \text{car } E[W_t^4] \\ = \frac{\partial^4}{\partial t^4} e^{t \frac{\mu^2}{2}} \Big|_{\mu=0} \\ = 3t^2 \end{array} \right)$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \sum_{n=1}^N 2(\Delta t)^2 \rightarrow \text{indépendant de } n$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \cancel{N} \cdot 2 \cdot \left(\frac{T}{N} \right)^2$$

$$\text{car } \Delta t = \frac{T}{N}$$

$$= \lim_{N \rightarrow +\infty} \frac{2T^2}{N} \underset{\Delta t}{\sim} \frac{1}{N} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0$$

Comment montrer par simulation de MC. $\left(\langle W \rangle_t \xrightarrow{\Delta t \rightarrow 0} t \right)$
 Le théorème de Variation quadratique ?

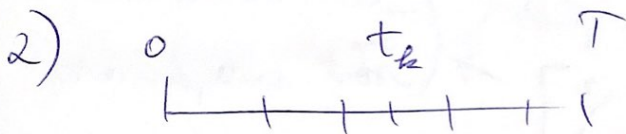
Il y a deux façons de faire.

1) On fixe T et on simule
$$\sum_{n=1}^N (W_n - W_{n-1})^2 = \Delta t (g_1^2 + g_2^2 + \dots + g_N^2)$$

$$\xrightarrow[N \rightarrow T \Delta t]{N \rightarrow T \Delta t} T$$

$$\uparrow$$

 $N(0,1)$



On simule $\langle W \rangle_{t_k}$ pour chaque $[0, t_k]$

On trace le graphe $t_k \mapsto \langle W \rangle_{t_k}$

On remarque que le graphe $t_k \mapsto \langle W \rangle_{t_k}$
 approche une droite $t_k \mapsto t_k$ (identité)

for $m = 1 : N$

$$W(m+1) = W(m) + \sqrt{\Delta t} \cdot N(0,1) \leftarrow \text{MTB}$$

$$\text{Var-quadra}(m+1) = \text{Var-quadra}(m) + (W(m+1) - W(m))^2$$

End

Plot $(t, \text{Var-quadra})$

plot (t, t)

Initialisation

$$W(1) = 0$$

$$\text{Var-quadra}(1) = 0$$

$$t = \text{linspace}(0, T, n+1)$$