



Chapitre II. Mouvement brownien et propriété de Markov

Dans tous les exercices, $B = (B_t, t \geq 0)$ est un mouvement brownien.

✓ **Exercice 1** Soient (X, Y) un couple aléatoire défini sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ à valeurs dans $E \times F$. Soit $\mathcal{A} \subset \mathcal{F}$ une sous-tribu telle que X soit \mathcal{A} -mesurable et Y soit indépendant de \mathcal{A} . Prouver que si $\varphi : E \times F \rightarrow \mathbb{R}$ est mesurable bornée, alors

$$\mathbb{E}[\varphi(X, Y) | \mathcal{A}] = \Phi(X),$$

où $\Phi : E \rightarrow \mathbb{R}$ est donnée par $\Phi(x) := \mathbb{E}[\varphi(x, Y)]$, $x \in E$.

✓ **Exercice 2** On définit $d_1 := \inf\{t \geq 1 : B_t = 0\}$ et $g_1 := \sup\{t \leq 1 : B_t = 0\}$.

- (i) Les variables aléatoires d_1 et g_1 sont-elles des temps d'arrêt ?
- (ii) Calculer la loi de d_1 et celle de g_1 (indication : utiliser la propriété de Markov au temps 1 et une formule obtenue dans le cours pour la loi de τ_x , $x \in \mathbb{R}$).

✓ **Exercice 3** On pose $\tau_1 := \inf\{t > 0 : B_t = 1\}$ et $\tau := \inf\{t \geq \tau_1 : B_t = 0\}$. Calculer la loi de τ à l'aide de la propriété de Markov forte.

✓ **Exercice 4** (i) Étudier la convergence en loi et probabilité de $\frac{\log(1+B_t^2)}{\log t}$ (quand $t \rightarrow \infty$).
 (ii) Étudier la convergence p.s. de $\frac{\log(1+B_t^2)}{\log t}$.

✓ **Exercice 5** (i) Soient $[a, b]$ et $[c, d]$ deux intervalles disjoints de \mathbb{R}_+ . Montrer que presque sûrement, $\sup_{t \in [a, b]} B_s \neq \sup_{t \in [c, d]} B_s$.

- (ii) En déduire que p.s., chaque maximum local de B est un maximum local au sens strict.

✓ **Exercice 6** En utilisant la propriété de scaling, montrer que $(\int_0^t e^{B_s} ds)^{1/t^{1/2}} \rightarrow e^{|N|}$ en loi lorsque $t \rightarrow \infty$, où N suit la loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$.

✓ **Exercice 7** (i) Soit $a > 0$ et soit $\tau_a := \inf\{t \geq 0 : B_t = a\}$. Nous avons vu dans le chapitre 2 du poly la densité explicite de τ_a , qui permet de montrer que $\mathbb{E}[e^{-\lambda \tau_a}] = e^{-a\sqrt{2\lambda}}$, $\forall \lambda \geq 0$ (on donnera une preuve alternative dans le chapitre 3). En déduire que $\mathbb{P}(\tau_a \leq t) \leq \exp(-\frac{a^2}{2t})$, pour tout $t > 0$.

- (ii) Montrer que si ξ est une variable aléatoire suivant la loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$, alors $\mathbb{P}(\xi \geq x) \leq \frac{1}{2}e^{-x^2/2}$, $\forall x > 0$ (à comparer avec l'exercice 1 de la feuille n. 0).

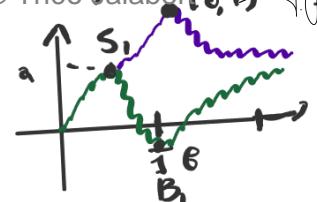
$$S_2 - S_1 \quad S_1 \stackrel{(d)}{=} |\mathcal{N}(0,1)| \quad S_2 = \max\{S_1, \max_{[1,2]} B_u\} = \max\{S_1, B_1 + \max_{[0,1]} B_u\}$$

© Theo jalabert 

$$S_2 - S_1 = \max\{0, \max_{[0,1]} B_u - (S_1 - B_1)\}$$

$$\stackrel{a.s.}{=} S_1 - |N|$$

$S_1 - B_1 \stackrel{(d)}{=} ?$



✓ Exercice 8 Soit $S_t := \sup_{s \in [0,t]} B_s$, $t \geq 0$. Montrer que $S_2 - S_1$ a la même loi que $\max\{|N| - |\tilde{N}|, 0\}$, où N et \tilde{N} désignent deux variables aléatoires indépendantes suivant la même loi gaussienne $\mathcal{N}(0, 1)$.

$$(B_t - B_{t-t})_{t \in [0,1]} \sim BM \quad S_1 - B_1 = \sup_{t \in [0,1]} \{B_t - B_1\} = \sup_{t \in [0,1]} \{- (B_t - B_{1-t})\} \stackrel{p.m.}{=} \sup_{t \in [0,1]} \{\tilde{W}_t\} = \sup_{t \in [0,1]} \{\tilde{N}\}$$

✓ Exercice 9 Montrer que p.s. $\int_0^\infty \sin^2(B_t) dt = \infty$ en utilisant une suite $(\tau_i)_{i \geq 0}$ de temps aléatoires définis par récurrence : $\tau_0 := 0$, $\tau_{2i+1} := \inf\{t > \tau_{2i} : |B_t| = 1\}$ et $\tau_{2i+2} := \inf\{t > \tau_{2i+1} : B_t = 0\}$ pour $i \geq 0$.

✓ Exercice 10 (loi du logarithme itéré) On pose $S_t := \sup_{s \in [0,t]} B_s$, $h(t) := \sqrt{2t \log \log t}$.

(i) Soit $\varepsilon > 0$. Montrer que la série numérique $\sum_n \mathbb{P}\{S_{t_{n+1}} \geq (1 + \varepsilon)h(t_n)\}$ est convergente, où $t_n = (1 + \varepsilon)^n$. En déduire que $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{S_t}{h(t)} \leq 1$, p.s.

(ii) Montrer que

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\sup_{s \in [0,t]} |B_s|}{h(t)} \leq 1, \quad \text{p.s.}$$

(iii) Soit $\theta > 1$, et soit $s_n = \theta^n$. Montrer que pour tout $\alpha \in]0, \sqrt{1 - \theta^{-1}}[$, la série numérique $\sum_n \mathbb{P}\{B_{s_n} - B_{s_{n-1}} > \alpha h(s_n)\}$ est divergente. En déduire que $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)} \geq \alpha - \frac{2}{\sqrt{\theta}}$, p.s.

(iv) Montrer que

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)} = 1, \quad \text{p.s.}$$

(v) Soient $X_1(t) := |B_t|$, $X_2(t) := S_t$, et $X_3(t) := \sup_{s \in [0,t]} |B_s|$. Que peut-on dire de $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{X_i(t)}{h(t)}$ pour $i = 1, 2$, ou 3 ?

(vi) Que peut-on dire de $\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)}$? Et de $\limsup_{t \rightarrow 0} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log(1/t)}}$?

N2

$$d_t = \inf\{s > t : B_s = 0\}$$

$$g_t = \sup\{s < t : B_s = 0\}$$

(i) d_t, g_t sont-ils temps d'arrêt?

(ii) Loi de d_t, g_t .

$$d_t = \inf\{s > t : B_s = 0\} = \inf\{s > t : \sqrt{s} B_{s/t} = 0\} = \inf\{u t > t : B_u = 0\} = t d_1$$

$$(d_t, g_t) \stackrel{(d)}{=} t(d_1, g_1) \quad \text{si } t > 1$$

$$(i) \{d_1 \leq t\} = \{d_1 > t\}^c = \left\{ \inf_{u \in [1, t]} |B_u| > 0 \right\}^c \in \mathcal{F}_t^0$$

$\rightarrow d_1$ est un temps d'arrêt.

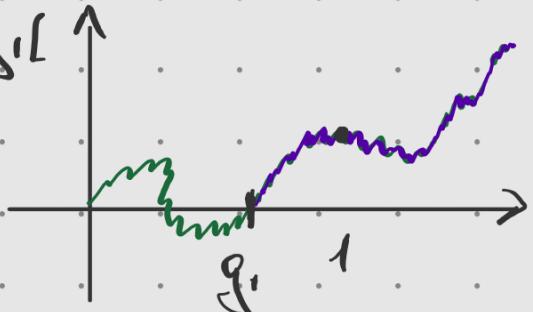
g_1 n'est pas un temps d'arrêt

Si g_1 est un temps d'arrêt, on peut appliquer le
propriété de Markov forte: $(B_{t+g_1} - B_{g_1}^{(0)})_{t \geq 0}$ est un MB

Mais $B_t = B_{t+g_1}$ ne s'enroule pas sur $[0, t-g_1]$

p.s. Cela est impossible pour
un MB.

$$(ii) P(d_1 \leq t) = 0 \text{ si } t < 1$$



$$\text{Si } t \geq 1 \quad \mathbb{P}(d_1 \leq t) = \mathbb{P}(\tilde{\tau}_{-B_1} \leq t-1) \quad \textcircled{a}$$

$\tilde{B} = (B_{t+1} - B_t)_{t \geq 0}$ est un MB $\perp \mathcal{F}_1$

$$\text{Ici : } \tilde{\tau}_a = \inf\{s > 0 : \tilde{B}_s = a\}$$

Rappel $\tilde{\tau}_a \stackrel{(d)}{=} \frac{a^2}{Z^2}, Z \sim N(0,1) \rightarrow$

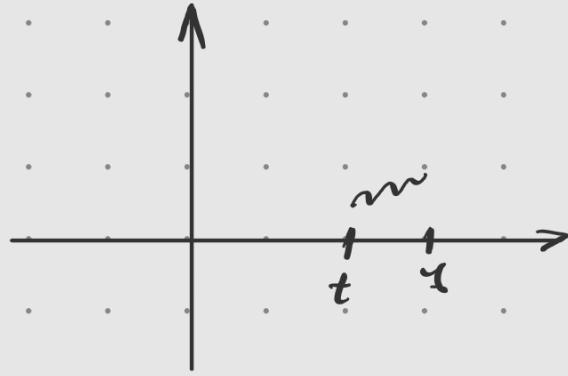
$$\tilde{\tau}_{-B_1} \stackrel{(d)}{=} \frac{B_1^2}{\tilde{Z}^2} = \frac{Z^2}{\tilde{Z}^2} \quad \text{avec } Z \perp \tilde{Z}, Z, \tilde{Z} \sim N(0,1)$$

$$\textcircled{b} \quad \mathbb{P}\left(\frac{Z^2}{\tilde{Z}^2} \leq t-1\right) \quad d_1 \sim 1 + \frac{Z^2}{\tilde{Z}^2}$$

Avec des calculs on trouve la densité $\frac{1}{\pi} \frac{1_{t > 1}}{t \sqrt{t-1}}$
 $(\text{si } d_1 = +\infty)$

$$\mathbb{P}(g_1 \leq t) = 1 \text{ si } t \geq 1$$

$$\text{Si } t \leq 1$$



$$\mathbb{P}(g_1 < t) = \mathbb{P}(d_1 > t) =$$

$$= \mathbb{P}(td_1 > 1) = \mathbb{P}(d_1 > \frac{1}{t}) = \mathbb{P}\left(1 + \frac{Z^2}{\tilde{Z}^2} > \frac{1}{t}\right) = \mathbb{P}\left(\frac{\tilde{Z}^2}{Z^2 + \tilde{Z}^2} < t\right)$$

Denc $g_1 \sim \frac{\tilde{Z}^2}{Z^2 + \tilde{Z}^2}$

Densité: $\mathbb{P}(g_1 \leq t) = \frac{1}{\pi} \arcsin(\sqrt{t})$ (loc de l'arc sinus)

N3

$$\tau_1 = \inf\{t \geq 0, B_t = 1\} \quad \tau = \inf\{t > \tau_1, B_t = 0\}$$

$$\tau = \tau_1 + \tilde{\tau}_{-1}, \quad \tau_1 \neq \tilde{\tau}_{-1}$$

$$\tilde{B}_t = B_{t+\tau_1} - B\tau_1 \perp\!\!\!\perp \tilde{\tau}_{-1}$$

$$\tau = \tau_1 + \tilde{\tau}_{-1} \stackrel{d}{=} \tau_1 + \tilde{\tau}_1 \stackrel{d}{=} \tau_2 \stackrel{d}{=} 4\tau_1$$

$$\tau_{a+b} = \tilde{\tau}_a + \tilde{\tau}_b, \quad a, b > 0$$

N4

$$X_t = \frac{\log(1+B_t^2)}{\log t}, \quad t \rightarrow +\infty$$

$$\mathbb{E} X_t \geq \frac{\log(1+\mathbb{E} B_t^2)}{\log t} \rightarrow 1$$

$$X_t \stackrel{d}{=} \frac{\log(1+tB_1^2)}{\log t} = Y_t$$

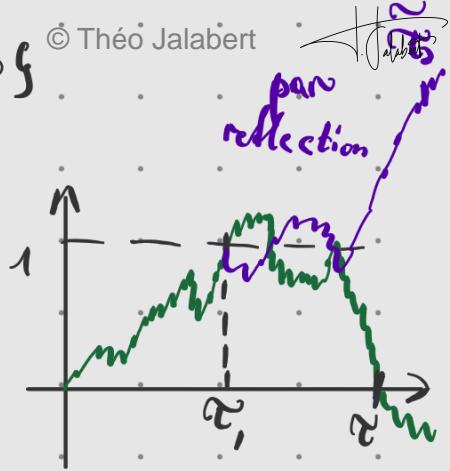
$$Y_t = 1 + \frac{\log(B_1^2 + \frac{1}{t})}{\log t} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{\text{P.s.}} 1 \rightarrow Y_t \xrightarrow{\text{loc.}} 1 \rightarrow X_t \xrightarrow{\text{loc.}} s$$

car s est const., $X_t \rightarrow 1$ en probabilité.

Si $X_t \rightarrow X_\infty$ p.s. $\rightarrow X_\infty = 1$ p.s.

Si $B_t = 0$, on a $X_t = 0$.

Mais $\{t \geq 0, B_t = 0\}$ est non-borné p.s. \rightarrow



- (i) Cvg. en loi? \downarrow si cvg vers const.
- (ii) Cvg. en proba? \uparrow
- (iii) Cvg. p.s.? \downarrow sous-suite

$\Rightarrow \exists (t_n) \quad t_n \rightarrow \infty \quad t.g. \quad B_{t_n} = 0 \text{ et } X_{t_n} = 0$ - cela exclut pas vers l.

N6
$$\left(\int_0^t e^{B_s} ds \right)^{1/\sqrt{t}} \xrightarrow[t \rightarrow \infty]{} e^{|Z|} \text{ a loi, } Z \sim N(0,1)$$

$$(B_s)_{s \geq 0} = \left(\frac{\sqrt{t} B_{\frac{s}{t}}}{\sqrt{t}} \right)_{s \geq 0}$$

$$\int_0^t e^{B_s} ds = \int_0^t \exp\left\{ \sqrt{\frac{s}{t}} B_{\frac{s}{t}} \right\} ds = t \int_0^1 \exp\left\{ \sqrt{t} B_u \right\} du$$

$$\left(t \int_0^1 \exp\left\{ \sqrt{t} B_u \right\} du \right)^{1/\sqrt{t}}$$

$$t^{1/\sqrt{t}} = e^{\frac{1}{\sqrt{t}} \ln t} \rightarrow p.s.$$

$$\left(\int_0^1 \exp\left\{ \sqrt{t} B_u \right\} du \right)^{1/\sqrt{t}} = \left\{ P = \sqrt{t} \right\} = \left(\int_0^1 (e^{B_u})^P du \right)^{1/P} = \| f \|_{L^P} \rightarrow$$

$$\rightarrow \| f \|_\infty = e^{\sup_{[0,1]} B_u(d)} = e^{\| B_s \|_d} = e^{|Z|}, \quad Z \sim N(0,1)$$

N7 $E e^{-\lambda T_a} = e^{-a\sqrt{2\lambda}}$ $\alpha_a = \frac{a^2}{2^2}, Z \sim N(0,1)$

$$P(\alpha_a < t) \leq \exp\left\{-\frac{a^2}{2t}\right\} \quad t \in [0, \infty) \quad \alpha_a = \frac{a^2}{2^2}, Z \sim N(0,1)$$

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{E|X|}{a} = E|X| \cdot \frac{E|X|}{E|X|_{|X| \geq a}} + E|X| \cdot \frac{E|X|}{E|X|_{|X| > a}}$$

$$P(e^{-\lambda T_a} \geq e^{-\lambda t}) = \frac{E e^{-\lambda T_a}}{e^{-\lambda t}} = e^{-a\sqrt{2\lambda} + \lambda t} = e^{-\frac{a^2}{2} + \frac{a^2}{2t}} e^{-\frac{a^2}{2t}}$$

$$-a\sqrt{2\lambda} + \lambda t \rightarrow \min \quad \lambda t = \frac{a^2}{2t} \Rightarrow \lambda = \frac{a^2}{2+t^2}$$

(ii) $P(Z \geq x) \leq \frac{1}{2} e^{-\frac{x^2}{2}}$

$$\mathbb{P}(\xi \geq x) = \frac{1}{2} \mathbb{P}\left(\frac{\alpha^2}{\xi^2} \leq \frac{\alpha^2}{x^2}\right) \stackrel{(d)}{=} \frac{1}{2} \mathbb{P}(\tau_\alpha \leq \frac{\alpha^2}{x^2}) \stackrel{(i)}{=} \exp\left\{-\frac{\alpha^2}{2x^2} x^2\right\} = \frac{1}{2} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

$$\boxed{\mathbb{P}(\xi \geq x) \leq \frac{1}{2} e^{-\frac{x^2}{2}}}$$

N5 $[a, b] \cap [c, d] = \emptyset \Rightarrow \sup_{[a, b]} B_s \neq \sup_{[c, d]} B_s$
soit $b < c$

B.M., $\perp \text{ à } B$

$$\sup_{[c, d]} B_s = B_b + \sup_{s \in [c, d]} (B_s - B_b) = B_b + \sup_{s \in [c-s, d-s]} B_s$$

$$\mathcal{L}(\sup_{[c, d]} B_s / \mathcal{F}_c) = \text{loc continue} \rightarrow \mathbb{P}(\sup_{[c, d]} B_s = \sup_{[c, d]} B_s) = 0$$

Max. locale \Rightarrow Max. locale stricte

$$\begin{aligned} x^* &= \max \sup_{(x^*-r, x^*+r)} \\ &\quad x_n \uparrow x^* \\ &[x^*-r, x^*+r] \end{aligned}$$



$$B_{x_n} \leq \sup_{(x^*-r, x^*+r)} B_s$$

p.s. \subset par le raisonnement précédent

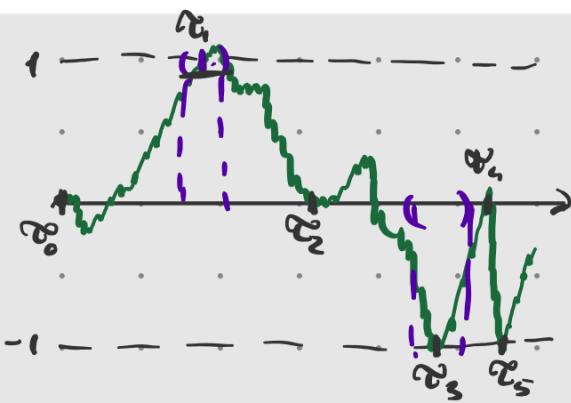
$$\int \forall r > 0 \exists x_n \in (x^*-r, x^*+r) : B_{x_n} < B_{x^*}$$

\rightarrow Max. locale stricte

Exercice 9 Montrer que p.s. $\int_0^\infty \sin^2(B_t) dt = \infty$ en utilisant une suite $(\tau_i)_{i \geq 0}$ de temps aléatoires définis par récurrence : $\tau_0 := 0$, $\tau_{2i+1} := \inf\{t > \tau_{2i} : |B_t| = 1\}$ et $\tau_{2i+2} := \inf\{t > \tau_{2i+1} : B_t = 0\}$ pour $i \geq 0$.

$$\text{M.q. } \int_0^\infty \sin^2(B_t) dt$$

$$\tilde{\tau}_{2n} < \infty \text{ p.s. } \forall n \geq 0$$



$$\int_0^{+\infty} \sin^2(B_t) dt \geq \sum_{i \geq 1} \underbrace{\int_{t_{2i}}^{t_{2i+1}} \sin^2(B_t) dt}_{X_i} \quad X_i \text{ i.i.d. indépend.}$$

$X_i > 0$ p.s. $\mathbb{E} X_i > 0$

$$\frac{1}{n} \sum_i X_i \xrightarrow{\text{p.s.}} \mathbb{E} X_i > 0 \Rightarrow \sum_i X_i \rightarrow +\infty$$

Exercice 10 (loi du logarithme itéré) On pose $S_t := \sup_{s \in [0,t]} B_s$, $h(t) := \sqrt{2t \log \log t}$.

✓(i) Soit $\varepsilon > 0$. Montrer que la série numérique $\sum_n \mathbb{P}\{S_{t_{n+1}} \geq (1 + \varepsilon)h(t_n)\}$ est convergente, où $t_n = (1 + \varepsilon)^n$. En déduire que $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{S_t}{h(t)} \leq 1$, p.s. $\exists N : \forall n > N$

✗(ii) Montrer que

Borel-Cantelli:

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\sup_{s \in [0,t]} |B_s|}{h(t)} \leq 1, \quad \text{p.s.}$$

$$\underbrace{S_{t_n}}_{h(t_n)} < (t + \varepsilon)$$

✓(iii) Soit $\theta > 1$, et soit $s_n = \theta^n$. Montrer que pour tout $\alpha \in]0, \sqrt{1 - \theta^{-1}}[$, la série numérique $\sum_n \mathbb{P}\{B_{s_n} - B_{s_{n-1}} > \alpha h(s_n)\}$ est divergente. En déduire que $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)} \geq \alpha - \frac{2}{\sqrt{\theta}}$, p.s.

✓(iv) Montrer que

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)} = 1, \quad \text{p.s.}$$

$$\frac{B_{s_{n+1}}}{h(s_{n+1})} > \frac{B_{s_n}}{h(s_n)} + 2$$

✓(v) Soient $X_1(t) := |B_t|$, $X_2(t) := S_t$, et $X_3(t) := \sup_{s \in [0,t]} |B_s|$. Que peut-on dire de $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{X_i(t)}{h(t)}$ pour $i = 1, 2$, ou 3 ? Par (ii) on a $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{X_i(t)}{h(t)} \leq 1$ $\forall i = 1, 2, 3$ $\limsup \frac{X_i(t)}{h(t)} \geq$

✓(vi) Que peut-on dire de $\liminf_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{h(t)}$? Et de $\limsup_{t \rightarrow 0} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log(1/t)}}$? $\geq \limsup \frac{B_t}{h(t)} \geq$
 $\liminf \frac{B_t}{h(t)} = -\limsup \frac{-B_t}{h(t)} = -1$ $\geq \limsup \frac{B_t}{h(t)} = 1$

$$S_t = \sup_{[0,t]} B_s \quad h(t) := \sqrt{2t \log \log t}$$

(i) Soit $\varepsilon > 0$. M.q. $\sum \mathbb{P}(S_{t_{n+1}} \geq (1 + \varepsilon)h(t_n))$ est convergente où $t_n = (1 + \varepsilon)^n$

$$\mathbb{P}(S_{t_{n+1}} \geq (1 + \varepsilon) \sqrt{2t_n \log \log t_n}) = \mathbb{P}(|Z| \geq \frac{1}{\sqrt{t_{n+1}}} \zeta_n) \leq e^{-\frac{\zeta_n^2}{2t_{n+1}}}$$

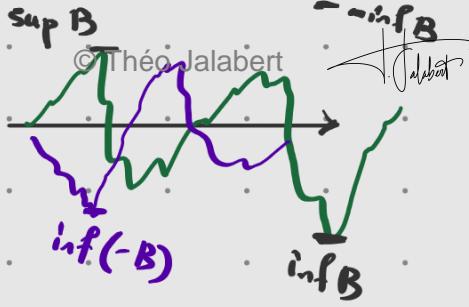
$$\exp \left\{ -\frac{\zeta_n^2}{2t_{n+1}} \right\} = \exp \left\{ -\frac{t_n (1 + \varepsilon)^2 \log \log t_n}{t_{n+1}} \right\} = \exp \left\{ -(1 + \varepsilon) \log(n \log(1 + \varepsilon)) \right\} =$$

$$= (n \log(1 + \varepsilon))^{-(1 + \varepsilon)} = C \cdot \frac{1}{n^{1 + \varepsilon}} \quad \sum \frac{1}{n^{1 + \varepsilon}} < \infty \text{ converge.}$$

On a montré que $\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{\sup_{[0,t]} B_s}{h(t)} \leq 1$

$$(i) \frac{\sup_{[0,t]} |B_s|}{h(t)} = \max \left(\underbrace{\frac{\sup B_s}{h(t)}}_{\xi}, \underbrace{\frac{-\inf B_s}{h(t)}}_{\eta} \right)$$

$$\begin{aligned} \limsup \xi &\leq 1 \\ \limsup \eta &\leq 1 \end{aligned} \Rightarrow \limsup (\xi \vee \eta) \leq 1$$



$$(ii) \theta > 1 \quad s_n = \theta^n \quad \forall \omega \in [0, \sqrt{1-\theta^{-1}}[$$

$\sum \mathbb{P}(B_{s_n} - B_{s_{n-1}} > L h(s_n))$ diverge?

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(B_{s_n} - B_{s_{n-1}} > L h(s_n)) &= \mathbb{P}\left(Z \cdot \theta^{n/2} (1-\theta^{-1})^{n/2} > L h(s_n)\right) = \\ &= \mathbb{P}\left(Z > \frac{L}{\sqrt{1-\theta^{-1}}} \cdot \frac{h(s_n)}{\theta^{n/2}}\right) \geq \mathbb{P}\left(Z \geq \frac{h(s_n)}{\theta^{n/2}}\right) = N\left(-\frac{h(s_n)}{\theta^{n/2}}\right) \geq \{ \text{TO OF} \} \\ &\quad y = \frac{h(s_n)}{\theta^{n/2}} = \left(\frac{2 \log(n \log \theta)}{\theta^n}\right)^{1/2} = \sqrt{\frac{2 \log(n \log \theta)}{\theta^n}} \end{aligned}$$

$$N(y) \geq \frac{1}{\sqrt{\pi}} \left(\frac{1}{y} - \frac{1}{y^3} \right) e^{-\log(n \log \theta)} \sim \frac{c}{\sqrt{\log n}} \cdot \frac{1}{n} \text{ diverges}$$

$$\sim \frac{c}{\sqrt{\log n}}$$

Donc $\exists n_k \rightarrow \infty : B_{s_{n_k}} - B_{s_{n_{k-1}}} > L h(s_n)$

$$\frac{B_{s_{n_k}}}{h(s_n)} > L + \underbrace{\frac{B_{s_{n_{k-1}}}}{h(s_n)}}_{> -\frac{2}{\sqrt{\theta}}} \stackrel{L \leq 2}{\sim}$$

$$\left| \frac{B_{s_{n_{k-1}}}}{h(s_n)} \right| \stackrel{(ii)}{\leq} \frac{h(s_{n_{k-1}})}{h(s_n)} = \frac{1}{\sqrt{\theta}} \sqrt{\frac{\log((k-1) \log \theta)}{\log(n \log \theta)}} \leq \frac{2}{\sqrt{\theta}}$$

$$\exists N : \forall n \geq N \Rightarrow \frac{B_{s_{n_{k-1}}}}{h(s_n)} \geq -\frac{2}{\sqrt{\theta}} \quad \forall n \geq N(\omega)$$

$$(iv) \text{ Donc } \limsup \frac{B_t}{h(t)} \geq \lambda - \frac{\epsilon}{\sqrt{\delta}} \quad \forall t \in [0, \sqrt{1-\delta}]$$

© Théo Jalabert 

$$\downarrow \quad \theta \rightarrow \infty \quad \lambda \rightarrow 1$$

$$\limsup \frac{B_t}{h(t)} \geq 1$$

$$\text{Or } \limsup \frac{B_t}{h(t)} < \limsup \frac{\sup |B_t|}{h(t)} \leq 1 \Rightarrow \limsup \frac{B_t}{h(t)} = 1$$

$$(v) \text{ On a montré que } \limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} = 1$$

Que peut-on dire de $\limsup_{t \rightarrow 0} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log^{1/4} t}}$?

et

$$\mathbb{E} \left[f(t) B_{\frac{1}{t}} f(s) B_{\frac{1}{s}} \right] = \frac{1}{t} f(t) f(s) = s$$

$t B_{1/t}$ est aussi un BM

$$\text{Donc } \limsup_{t \downarrow 0} \frac{\mathbb{E}[t B_{1/t}]}{\sqrt{2t \log \log^{1/4} t}} = \{s = 1/t\} = \limsup_{s \uparrow \infty} \frac{\mathbb{E}[B_s]}{\sqrt{2s \log \log s}} = 1$$