

Cours 7: le pont brownien

Plan: 1) Définition du pont brownien

2) Le théorème local limite

3) Convergence vers le pont brownien (Donsker conditionné)

1) Définition du pont brownien

Soit $(B_t)_{0 \leq t \leq 1}$ un mouvement brownien standard

Définition/Théorème Lorsque $\varepsilon > 0$, la loi de $(B_s)_{0 \leq s \leq 1}$ sachant que $\{|B_s| \leq \varepsilon\}$ converge en loi vers une mesure de probabilité \mathbb{P}_ε sur $\mathcal{B}([0,1], \mathbb{R})$, appelée loi du pont brownien. Par ailleurs, la loi de $(B_s - sB_1)_{0 \leq s \leq 1}$ est \mathbb{P}_ε .

Informellement, le pont brownien est $(B_t)_{0 \leq t \leq 1}$ "sachant $B_1 = 0$ "

Preuve: Étape 1: On pose $b_s = B_s - sB_1$ pour $0 \leq s \leq 1$. On vérifie d'abord que $(b_s)_{0 \leq s \leq 1} \perp\!\!\!\perp B_1$.

Puisque $((b_s)_{0 \leq s \leq 1}, B_1)$ est un vecteur gaussien, il suffit de vérifier que $\forall s \in [0,1], \text{Cov}(b_s, B_1) = 0$.

$$\begin{aligned} \text{Pour cela, on calcule } \text{Cov}(b_s, B_1) &= \mathbb{E}[(B_s - sB_1)B_1] = \mathbb{E}[B_s B_1] - s = \mathbb{E}[B_s(B_1 - B_s) + B_s^2] - s \\ &= \mathbb{E}[B_s] \mathbb{E}[B_1 - B_s] + s - s = 0. \end{aligned}$$

Étape 2: Soit $F: \mathcal{B}([0,1], \mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ lipschitzienne bornée. On note $p_t(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-x^2/2t}$ la densité de B_t .

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[F(B_s; 0 \leq s \leq 1) | |B_1| \leq \varepsilon] &= \frac{1}{\mathbb{P}(|B_1| \leq \varepsilon)} \mathbb{E}[F(b_s + sB_1; 0 \leq s \leq 1) \mathbb{1}_{|B_1| \leq \varepsilon}] \\ &= \frac{1}{\mathbb{P}(|B_1| \leq \varepsilon)} \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} p_1(x) dx \mathbb{E}[F(b_s + sx; 0 \leq s \leq 1)] \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\left| \mathbb{E}[F(B_s; 0 \leq s \leq 1) | |B_1| \leq \varepsilon] - \mathbb{E}[F(b_s; 0 \leq s \leq 1)] \right| \leq \frac{1}{\int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} p_1(x) dx} \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} p_1(x) dx \left| \mathbb{E}[F(b_s + sx; 0 \leq s \leq 1)] - \mathbb{E}[F(b_s; 0 \leq s \leq 1)] \right|$$

$\xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} 0$ car F lipschitzienne

~

Proposition La loi du pont brownien est caractérisée par la relation suivante d'absolue continuité: Pour $0 < t < 1$ et $F: \mathcal{B}([0,1], \mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ continue bornée ou mesurable ≥ 0

$$\mathbb{E}[F(b_s: 0 \leq s \leq t)] = \mathbb{E}\left[F(B_s: 0 \leq s \leq t) \frac{p_{1-t}(-B_t)}{p_1(0)}\right].$$

Preuve: Il suffit de montrer le résultat pour $F: \mathcal{B}([0,1], \mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ continue bornée (on en déduit le résultat pour $F = \mathbb{1}_A$ avec A fermé par approximation, puis $F = \mathbb{1}_A$ avec A borélien par classe monotone, puis F étagée par linéarité, et enfin $F \geq 0$ mesurable par approximation et convergence monotone)

On pose $W_n = B_{1-n} - B_t$, de sorte que $(W_n)_{0 \leq n \leq t}$ est un MB indépendant de $(B_s)_{0 \leq s \leq t}$

$$\begin{aligned} \text{Alors } \mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) | |B_t| \leq \varepsilon] &= \frac{1}{\mathbb{P}(|B_t| \leq \varepsilon)} \mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) \mathbb{1}_{\{|B_t + W_{1-t}| \leq \varepsilon\}}] \\ &= \frac{1}{\mathbb{P}(|B_t| \leq \varepsilon)} \mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) \mathbb{1}_{\{W_{1-t} \in [-B_t - \varepsilon, -B_t + \varepsilon]\}}] \\ &= \frac{1}{\int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} p_1(x) dx} \mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) \int_{-B_t - \varepsilon}^{-B_t + \varepsilon} p_{1-t}(x) dx] \end{aligned}$$

$$\text{Or } \frac{1}{2\varepsilon} \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} p_1(x) dx \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} p_1(0) \quad \text{et} \quad \frac{1}{2\varepsilon} \int_{-B_t - \varepsilon}^{-B_t + \varepsilon} p_{1-t}(x) dx \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} p_{1-t}(-B_t).$$

De plus, p_{1-t} étant borné, $\frac{1}{2\varepsilon} \int_{-B_t - \varepsilon}^{-B_t + \varepsilon} p_{1-t}(x) dx \leq \|p_{1-t}\|_{\infty}$.

Par convergence dominée, $\mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) | |B_t| \leq \varepsilon] \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} \mathbb{E}\left[F(B_s: 0 \leq s \leq t) \frac{p_{1-t}(-B_t)}{p_1(0)}\right]$

Comme aussi: $\mathbb{E}[F(B_s: 0 \leq s \leq t) | |B_t| \leq \varepsilon] \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} \mathbb{E}[F(b_s: 0 \leq s \leq t)]$, on en déduit le résultat.

2) Le théorème local limite

Lemme Soit $k \geq 1$ entier, pour n fixe soit (d_n^i) une suite de réels > 0 tq $d_n^i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} +\infty$. On

considère une variable aléatoire (X_n^1, \dots, X_n^k) à valeurs dans \mathbb{Z}^k tq $\forall (\lambda_1, \dots, \lambda_k) \in \mathbb{R}^k$,

$$d_n^1 d_n^2 \dots d_n^k \mathbb{P}((X_n^1, \dots, X_n^k) = (\lfloor \lambda_1 d_n^1 \rfloor, \dots, \lfloor \lambda_k d_n^k \rfloor)) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \phi(\lambda_1, \dots, \lambda_k)$$

où ϕ est une densité de probabilité sur \mathbb{R}^k .

Alors $\left(\frac{X_n^1}{d_n^1}, \dots, \frac{X_n^k}{d_n^k}\right) \xrightarrow{loi} X$, où X a densité ϕ .

Preuve: On va utiliser le lemme de Scheffé (cf feuille 1): si X_n a pour densité f_n sur \mathbb{R}^n et si $f_n \xrightarrow{PP} f$ avec f densité de proba, alors $X_n \xrightarrow{loi} X$ avec X à densité f .

Soit (Y_n^1, \dots, Y_n^k) une v.a. de densité $\phi_n(x_1, \dots, x_k) = \alpha_n^1 \dots \alpha_n^k \mathbb{P}((X_n^1, \dots, X_n^k) = (L_1 \alpha_n^1, \dots, L_k \alpha_n^k))$ sur \mathbb{R}^k et soit $(Z_n^1, \dots, Z_n^k) = (L_1 \alpha_n^1 Y_n^1, \dots, L_k \alpha_n^k Y_n^k)$, qui a la même loi que (X_n^1, \dots, X_n^k)

Puisque $\phi_n \rightarrow \phi$, $(Y_n^1, \dots, Y_n^k) \xrightarrow{loi} X$ et comme $|Y_n^i - \frac{Z_n^i}{\alpha_n^i}| \leq \frac{1}{\alpha_n^i} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \quad \forall 1 \leq i \leq k$, on en déduit le résultat.

~

Définition Une variable aléatoire X réelle est dite lattice s'il existe $b \in \mathbb{R}$ et $h \in \mathbb{R}_+^*$ tq $\mathbb{P}(X \in b + h\mathbb{Z}) = 1$

Le plus grand tel h est appelé le span de X (le fait qu'il soit bien défini provient du lemme ci-dessous)

S'il vaut 1, on dit que X est a-périodique

Exemple Si $\mathbb{P}(X=1) = \mathbb{P}(X=-1)$, X a pour span 2

Lemme Soit X v.a. réelle

(1) X est lattice ssi $\exists t \in \mathbb{R}^* \text{ tq } |\phi(t)| = 1$

(2) X a pour span $h > 0$ ssi $|\phi(\frac{2\pi}{h})| = 1$ et $|\phi(t)| < 1$ pour $t \in]0, \frac{2\pi}{h}[$.

Preuve: (1) Si $\mathbb{P}(X \in b + h\mathbb{Z}) = 1$, alors $\mathbb{P}(\frac{X-b}{h} \in \mathbb{Z}) = 1$, desorte que $\mathbb{E}[e^{2i\pi \frac{X-b}{h}}] = 1$ et

$$|\mathbb{E}[e^{\frac{2i\pi X}{h}}]| = |e^{2i\pi b/h}| = 1$$

Réciproquement, si $|\phi(t_0)| = 1$ pour $t_0 \in \mathbb{R}^*$, soit $a \in \mathbb{R}$ tq $\phi(t_0) = e^{ia}$. Alors $\mathbb{E}[e^{i(t_0 X - a)}] = 1$

Donc $\mathbb{E}[\cos(t_0 X - a)] = 1$. Comme $\cos \leq 1$, on en déduit que p.s $\cos(t_0 X - a) = 1$

Donc p.s $t_0 X - a \in 2\pi\mathbb{Z}$, donc $\mathbb{P}(X \in \frac{a}{t_0} + \frac{2\pi}{t_0}\mathbb{Z}) = 1$.

(2) La preuve de (1) montre que $\exists b \in \mathbb{R}$ et $h > 0$ tq $\mathbb{P}(X \in b + h\mathbb{Z}) = 1$ ssi $|\phi(\frac{2\pi}{h})| = 1$,

d'où le résultat

~

Théorème (local limite) Soit $(X_i)_{i \geq 1}$ des v.a réelles iid a-périodiques à valeurs dans \mathbb{Z} tq $a = \mathbb{E}[X_1]$ et

$\sigma^2 = \mathbb{E}[X_1^2] - \mathbb{E}[X_1]^2 \in]0, \infty[$. On note $S_n = X_1 + \dots + X_n$. Alors

$$\sup_{k \in \mathbb{Z}} \left| \sqrt{n} \mathbb{P}(S_n = k) - \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{k-an}{\sigma\sqrt{n}}\right)^2\right) \right| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Preuve: Posons $X'_i = X_i - a$, $S'_n = S_n - an$. On note $\varphi(t) = \mathbb{E}[e^{itX'_1}]$

Puisque $\mathbb{E}[e^{itS'_n}] = \sum_{j \in \mathbb{Z} - an} e^{itj} \mathbb{P}(S'_n = j)$, il vient $\mathbb{P}(S'_n = k) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{-itk} \mathbb{E}[e^{itS'_n}] dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} e^{-itk} \varphi(t)^n dt$
pour $k \in \mathbb{Z} - an$

Ainsi, $u \in \mathbb{R}$ étant choisi de sorte que $u\sigma\sqrt{n} + an \in \mathbb{Z}$

$$\sigma\sqrt{n} \mathbb{P}(S'_n = u\sigma\sqrt{n}) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi\sigma\sqrt{n}}^{\pi\sigma\sqrt{n}} e^{-it(u\sigma\sqrt{n})} \varphi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)^n dt.$$

Mais $\forall u \in \mathbb{R}$, $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-it(u - t^2/2)} dt.$

Ainsi, en fixant $A > 0$ et $0 < \varepsilon \leq 1$, pour n assez grand

$$\left| \sigma\sqrt{n} \mathbb{P}(S'_n = u\sigma\sqrt{n}) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}u^2} \right| \leq \frac{1}{2\pi} (\mathbb{I}_1 + \mathbb{I}_2 + \mathbb{I}_3 + \mathbb{I}_4)$$

avec $\mathbb{I}_1 = \int_{-A}^A e^{-it(u - t^2/2)} \left| \varphi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)^n - e^{-it^2/2} \right| dt$, $\mathbb{I}_2 = \int_{A < |t| < \varepsilon\sigma\sqrt{n}} e^{-it(u - t^2/2)} \varphi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)^n dt$,

$\mathbb{I}_3 = \int_{\varepsilon\sigma\sqrt{n} < |t| < \pi\sigma\sqrt{n}} e^{-it(u - t^2/2)} \varphi\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)^n dt$, $\mathbb{I}_4 = \int_{|t| > A} e^{-it(u - t^2/2)} dt$

On m q $\forall \varepsilon > 0$ fixé, on peut trouver $A > 0$ et $0 < \varepsilon \leq 1$ tq pour n assez grand $|\mathbb{I}_i| \leq \varepsilon$ pour $1 \leq i \leq 4$.

On écrit $\varphi(t) = 1 - \frac{t^2}{2}\sigma^2 + g(t)$ avec $g(0) = 0$ et g continue. (*)

Pour le voir, on peut utiliser l'inégalité $\left| e^{ix} - \sum_{k=0}^n \frac{(ix)^k}{k!} \right| \leq \min\left(\frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!}, 2|x|^n\right)$

(cf lemma 3.3.19 dans Durrett, Probability theory and examples, 5th Ed),

qui implique $|\varphi(t) - 1 - \frac{t^2}{2}\sigma^2| \leq t^2 \underbrace{\mathbb{E}[\min(|t||X_1|^3, 2X_1^2)]}_{\xrightarrow{t \rightarrow 0} 0}$ par convergence dominée

Pour \mathbb{I}_1 On peut écrire $\mathbb{I}_1 = \int_{-A}^A g_n(u, t) dt$ avec $|g_n(u, t)| \leq 1 + e^{-t^2/2}$ pour tout $u \in \mathbb{R}$, $t \in [-A, A]$, $n \geq 1$

et $\sup_{u \in \mathbb{R}} |g_n(u, t)| \rightarrow 0$ par (*).

Par convergence dominée, $\forall A > 0$, $|\mathbb{I}_1| \rightarrow 0$ uniformément en u .

Pour I_1 On a $|I_1| \leq 2 \int_A^\infty e^{-t^2/2} dt$.

Pour I_3 Par apériodicité, $|\phi(t)| < 1$ pour tout $0 < t < 2\pi$. Il existe donc $c > 0$ tq $|\phi(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}})| \leq e^{-c}$ pour tout $\varepsilon\sigma\sqrt{n} < |t| < \pi\sigma\sqrt{n}$, de sorte que

$$|I_3| \leq 2 \int_{\varepsilon\sigma\sqrt{n}}^{\pi\sigma\sqrt{n}} e^{-cn} dt \leq 2\pi\sigma\sqrt{n} e^{-cn}$$

Pour I_2 On montre que $|\psi(t)| \leq \exp(-\frac{t^2\sigma^2}{4})$ pour t assez petit.

Par (*), $|\phi(t)|^2 = \phi(t)\overline{\phi(t)} = (1 - \frac{t^2\sigma^2}{2} + t^2\eta(t^2)) (1 - \frac{t^2\sigma^2}{2} + t^2\overline{\eta(t^2)}) = 1 - \sigma^2 t^2 + o(t^2)$,

et donc $|\phi(t)| = 1 - \frac{\sigma^2 t^2}{2} + o(t^2)$, d'où le résultat par le DL de exp en 0.

Ainsi, si $\varepsilon > 0$ est choisi suffisamment petit,

$$|I_2| \leq 2 \int_A^\infty \left(e^{-\left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}}\right)^2 \frac{\sigma^2}{4}} \right) dt \leq 2 \int_A^\infty e^{-t^2/4} dt.$$

Ceci conclut la preuve \sim

Cordiaire Sous les hypothèses du théorème local limite, en supposant $E[X_1] = 0$, on

(1) $P(S_n = 0) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \times \frac{1}{\sqrt{n}}$

(2) $\exists c > 0$ tq $\forall n \geq 1, \forall k \geq 1, P(S_n = k) \leq \frac{c}{\sqrt{n}}$

(3) x_n est une suite d'entiers tq $\frac{x_n}{\sigma\sqrt{n}} \rightarrow x \in \mathbb{R}$, alors

$$\sqrt{\sigma^2 n} P(S_n = x_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

Remarque Il est possible de montrer l'amélioration suivante (utile pour $|k|$ grand):

$$\sup_{k \in \mathbb{Z}} \max \left(1, \left(\frac{k - an}{\sqrt{n}} \right)^2 \right) \left| \sigma\sqrt{n} P(Z_n = k) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{k - an}{\sigma\sqrt{n}} \right)^2 \right) \right| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

(cf Principles of Random Walk, Spitzer (Chap II, Sec 7, P10))

3) Convergence vers le pont brownien

On rappelle la notation $p_t(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-x^2/2t}$.

Théorème (Dobson conditions) Soit $(X_i)_{i \geq 1}$ des variables aléatoires i.i.d. à valeurs dans \mathbb{Z} a-périodiques telles que $\mathbb{E}[X_i] = 0$ et $\sigma^2 = \mathbb{E}[X_i^2] \in]0, \infty[$.

On pose $S_n = X_1 + \dots + X_n$ et on définit S_t par interpolation linéaire. Alors

$$\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} ; 0 \leq t \leq 1 \right) \text{ sous } \mathbb{P}(\cdot | S_n = 0) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} (b_t)_{0 \leq t \leq 1}$$

Remarque l'a-périodicité implique que $\mathbb{P}(S_n = 0) > 0$ pour tout n assez grand (conséquence du théorème local limite par ex)

Preuve: Étape 1: convergence sur $[0, s]$ avec $0 < s < 1$ fixé.

Soit $F: \mathcal{B}([0, s], \mathbb{R}) \rightarrow \mathbb{R}$ continue bornée. Alors

$$\mathbb{E}\left[F\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} ; 0 \leq t \leq s\right) | S_n = 0\right] = \mathbb{E}\left[F\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} ; 0 \leq t \leq s\right) \frac{\varphi_{n-rn}(-S_{rn})}{\varphi_n(0)}\right], \text{ avec } \varphi_r(k) = \mathbb{P}(S_r = k).$$

D'après le théorème de représentation de Skorokhod, on peut supposer que

$$\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} ; 0 \leq t \leq s \right) \xrightarrow{p.s.} (B_t ; 0 \leq t \leq s).$$

En utilisant le théorème local limite, on obtient

$$1) \exists C > 0 \forall n \geq 1, \frac{\varphi_{n-rn}(-S_{rn})}{\varphi_n(0)} \leq C \quad (\text{avec le corollaire (1) et (2) de la page précédente})$$

$$2) p.s. \frac{\varphi_{n-rn}(-S_{rn})}{\varphi_n(0)} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \frac{p_1(-\frac{B_s}{\sqrt{1-s}})}{\sqrt{1-s} p_1(0)} = \frac{p_{1-s}(-B_s)}{p_1(0)}. \quad (\text{avec le corollaire (3)})$$

Par convergence dominée, on conclut que

$$\mathbb{E}\left[F\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} ; 0 \leq t \leq s\right) | S_n = 0\right] \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathbb{E}\left[F(B_t ; 0 \leq t \leq s) \frac{p_{1-s}(-B_s)}{p_1(0)}\right] = \mathbb{E}\left[F(b_t ; 0 \leq t \leq 1)\right].$$

Étape 2: Convergence des p_{1-s} sur $[0, 1]$

Ceci provient de l'étape 1 (avec le fait que en $t=1$ les 2 processus valent 0)

Étape 3: Travail sur $[0,1]$

On utilise un argument de renversement du temps :

en posant $\hat{S}_i^n = S_n - S_{n-i}$, on a clairement $(S_i)_{0 \leq i \leq n} \stackrel{\text{loi}}{=} (\hat{S}_i^n)_{0 \leq i \leq n}$
et cette égalité en loi reste vraie sachant $S_n = 0$.

On en déduit que sachant $S_n = 0$,

$$S^{1,n} := \left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} : 0 \leq t \leq \frac{3}{4} \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} (b_t : 0 \leq t \leq \frac{3}{4})$$

$$S^{2,n} := \left(\frac{S_{n(n-t)}}{\sigma\sqrt{n}} : 0 \leq t \leq \frac{3}{4} \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{loi}} (\tilde{b}_t : 0 \leq t \leq \frac{3}{4})$$

avec \tilde{b} point brownien indépendant de b .

On en déduit que $S^{1,n}$ et $S^{2,n}$ sont tendus, et du fait que pour $\delta < \frac{1}{4}$,

$$w\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} : 0 \leq t \leq 1, \delta\right) = \max\left(w(S^{1,n}, \delta), w(S^{2,n}, \delta)\right),$$

on conclut que $\left(\frac{S_{nt}}{\sigma\sqrt{n}} : 0 \leq t \leq 1\right)$ sous $\mathbb{P}(\cdot | S_n = 0)$ est tendu.

~