

Fluctuations de la mesure empirique du mouvement brownien sur le groupe unitaire

Thierry Lévy – Mylène Maïda

CNRS, Ecole Normale Supérieure, DMA – Université Paris-Sud, LM Orsay

Journées Matrices Aléatoires
Institut Henri Poincaré, 18 juin 2009

Plan de l'exposé

- ▶ Fluctuations pour les matrices de Haar (d'après Diaconis et Evans)
- ▶ Rappel sur le mouvement brownien multiplicatif libre
- ▶ Théorème de la limite centrale et forme de la covariance
- ▶ Convergence de la covariance vers celle de Diaconis et Evans et aspects combinatoires

Schéma général

$$\begin{array}{ccc} N(\text{trf}(U_N(t)) - \mathbb{E}(\text{trf}(U_N(t)))) & \xrightarrow{t \rightarrow \infty} & N(\text{trf}(U_N) - \mathbb{E}(\text{trf}(U_N))) \\ \downarrow N \rightarrow \infty & & \downarrow N \rightarrow \infty \\ \mathcal{N}(0, \sigma_t(f, f)) & \xrightarrow{t \rightarrow \infty} & \mathcal{N}(0, \|f\|_{\mathcal{H}_{1/2}}^2) \end{array}$$

Résultats sur les fluctuations des matrices de Haar

Théorème (Diaconis-Evans)

Soit U_N distribuée selon la mesure de Haar sur $\mathcal{U}(N)$, et f telle que $\|f\|_{\mathcal{H}_{1/2}}^2 := \sum_{j \in \mathbb{Z}} |j| |\hat{f}(j)|^2 < \infty$, alors

$$N(\text{tr} f(U_N) - \mathbb{E}(\text{tr} f(U_N))) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \mathcal{N}(0, \|f\|_{\mathcal{H}_{1/2}}^2).$$

Démonstration : calcul des moments mixtes.

$$\mathbb{E}(Tr(U_N)^j \overline{Tr(U_N)^k}) = \delta_{jk} (j \wedge N).$$

$$Tr(U_N)^j = \sum_{r=0}^{j-1} (-1)^r s_{(j-r, \underbrace{1, \dots, 1}_{r \text{ fois}})}(U_N) \text{ et}$$

$$\mathbb{E}(s_\lambda(U_N) \overline{s_\pi(U_N)}) = \delta_{\lambda\pi} \mathbf{1}_{\ell(\lambda) \leq N}.$$

Rappels sur le mouvement brownien unitaire sur le groupe unitaire

Au moins 3 façons de voir ce processus :

- ▶ $(U_N(t))_{t \geq 0}$ est la solution de l'EDS

$$dU_N(t) = dK_N(t)U_N(t) - \frac{1}{2}U_N(t)dt,$$

avec K_N mouvement brownien antihermitien.

- ▶ On met sur $\mathfrak{u}(N)$ le produit scalaire $(X, Y)_{\mathfrak{u}(N)} = N\text{Tr}(X^*Y)$. On considère le Laplacien Δ sur $\mathcal{U}(N)$ associé à ce produit scalaire. $(U_N(t))_{t \geq 0}$ est le processus de Markov sur $\mathcal{U}(N)$ de générateur $\frac{1}{2}\Delta$.
- ▶ La densité de $U_N(t)$ par rapport à la mesure de Haar sur $\mathcal{U}(N)$ est donnée par

$$Q_{N,t}(U) = \sum_{\alpha \in \mathbb{Z}_+^N} e^{-\frac{c_2(\alpha)t}{2N}} s_\alpha(I_N) \overline{s_\alpha(U)}$$

Rappel sur la convergence vers le mouvement brownien multiplicatif libre

Soit (\mathcal{A}, τ) un $*$ -espace de probabilités. Un mouvement brownien multiplicatif libre est une collection d'éléments unitaires $(u_t)_{t \geq 0}$ tels que

- ▶ Pour tous $0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n$, $u_{t_1}, u_{t_2} u_{t_1}^*, \dots, u_{t_n} u_{t_{n-1}}^*$ sont libres
- ▶ Pour tous $s \leq t$, $u_t u_s^*$ a même loi que u_{t-s}
- ▶ Pour tout $t \geq 0$, u_t a pour loi ν_t , probabilité sur \mathbb{U} dont on connaît les moments, le support...

Théorème (Biane)

Si $U_N^{(1)}, \dots, U_N^{(n)}$ sont des browniens unitaires indépendants, la famille converge au sens des distributions non-commutatives vers $u^{(1)}, \dots, u^{(n)}$ des browniens multiplicatifs libres, libres entre eux.

Théorème de la limite centrale pour une famille de martingales

But : $N(\text{trf}(U_N(T)) - \mathbb{E}(\text{trf}(U_N(T))))$ asymptotiquement gaussien.

On pose $M_N^F(t) := \mathbb{E}(F(U_N(T)) | \mathcal{F}_{N,t})$, pour $0 \leq t \leq T$, avec $F = \text{trf}$.

A-t-on $Q_N(T) = N(M_N^F(T) - M_N^F(0))$ asymptotiquement gaussien ?

Point clé : étude du crochet

Si $\mathbb{E}\langle Q_N \rangle(t) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \int_0^t \sigma(s) ds$ + contrôle $\text{Var}\langle Q_N \rangle(t)$

alors $Q_N(T)$ est asymptotiquement $\mathcal{N}\left(0, \int_0^T \sigma(s) ds\right)$.

On définit $R_N(T) = e^{i\xi Q_N(T) - \frac{1}{2}\xi^2 \int_0^T \sigma(s) ds}$.

Alors, $dR_N(t) = i\xi R_N(t) dQ_N(t) + \frac{1}{2}\xi^2 R_N(t) [\sigma(t) dt - d\langle Q_N \rangle(t)]$ de sorte que $\mathbb{E}(R_N(T)) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 1$.

Convergence de l'espérance du crochet

$(U_N(t))_{t \geq 0}$ vérifie l'EDS

$$dU_N(t) = dK_N(t)U_N(t) - \frac{1}{2}U_N(t)dt,$$

avec K_N mouvement brownien antihermitien.

Comme $M_N^F(t) = \mathbb{E}(F(U_N(T)) | \mathcal{F}_{N,t}) = (P_{T-t}F)(U_N(t))$, la formule d'Itô sur $\mathcal{U}(N)$ donne

$$M_N^F(T) - M_N^F(0) = \int_0^T \sum_{k=1}^{N^2} \mathcal{L}_{X_k}(P_{T-s}F)(U_N(s)) d(X_k, K_N)_{\mathfrak{u}(N)}(s),$$

avec X_k une b.o.n de $\mathfrak{u}(N)$, de sorte que $(X_k, K_N)_{\mathfrak{u}(N)}$ sont des mouvements browniens réels standards indépendants et \mathcal{L}_{X_k} est la dérivation dans la direction X_k :

$$\mathcal{L}_{X_k} G(U) = \frac{d}{dt} G(Ue^{tX_k})|_{t=0}.$$

$$\begin{aligned}
\langle NM_N^F \rangle(T) &= N^2 \int_0^T \sum_{k=1}^{N^2} (\mathcal{L}_{X_k}(P_{T-s}F)(U_N(s)))^2 ds \\
&= N^2 \int_0^T \sum_{k=1}^{N^2} (P_{T-s} \mathcal{L}_{X_k} F)(U_N(s))^2 ds \\
&= N^2 \int_0^T \sum_{k=1}^{N^2} \mathbb{E}_{V_N, W_N} [(\mathcal{L}_{X_k} F)(U_N(s) V_N(T-s)) \\
&\quad (\mathcal{L}_{X_k} F)(U_N(s) W_N(T-s))] ds
\end{aligned}$$

On utilise ensuite

$$\mathcal{L}_Y(\text{tr}f)(U) = -i \text{tr}(f'(U)Y)$$

$$\text{et } \sum_{k=1}^{N^2} \text{tr}(AX_k) \text{tr}(BX_k) = -\frac{1}{N^2} \text{tr}(AB)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\langle NM_N^F \rangle(T)) &= \int_0^T \mathbb{E}_{U_N, V_N, W_N} [\text{tr}(f'(U_N(s)V_N(T-s)) \\ &\quad f'(U_N(s)W_N(T-s)))] ds \\ &\xrightarrow{N \rightarrow \infty} \int_0^T \tau(f'(u_s v_{T-s})f'(u_s w_{T-s})) ds \end{aligned}$$

avec u, v, w 3 browniens multiplicatifs libres, libres entre eux.

Contrôle la variance du crochet par des arguments standards de concentration.

Idée générale : si $f : \mathbb{U} \rightarrow \mathbb{C}$ est Lipschitzienne de norme Lipschitz 1, $\text{tr}f : \mathcal{U}_N \rightarrow \mathbb{C}$ est de norme Lipschitz $\frac{1}{N}$.

Énoncé du Théorème Central Limite

Pour f, g à dérivées lipschitziennes, $T > 0$,

$$\sigma_T(f, g) = \int_0^T \tau(f'(u_s v_{T-s}) g'(u_s w_{T-s})) ds,$$

avec u, v, w 3 browniens multiplicatifs libres, libres entre eux.

Théorème

Soient f_1, \dots, f_n à dérivées lipschitziennes, $T > 0$, et

$$\Sigma_T(f_1, \dots, f_n) = (\sigma_T(f_i, f_j))_{1 \leq i, j \leq n}$$

$$N(\text{tr} f_i(U_N(T)) - \mathbb{E}(\text{tr} f_i(U_N(T))))_{1 \leq i \leq n} \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{(d)} \mathcal{N}(0, \Sigma_T(f_1, \dots, f_n))$$

au sens de la convergence en distribution des vecteurs aléatoires.

Etude de la covariance et convergence en temps grand

But : $\forall f, g \in \mathcal{H}_{1/2}, \sigma_T(f, g) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} (f, g)_{\mathcal{H}_{1/2}}$.

- ▶ Etendre la définition de $\sigma_T(f, g)$ a des fonctions $\mathcal{H}_{1/2}$,
- ▶ Montrer la convergence

Outil : calcul stochastique libre

$(u_t)_{t \geq 0}$ vérifie l'EDS libre

$$du_t = iu_t dx_t - \frac{1}{2}u_t dt,$$

avec $(u_t)_{t \geq 0}$ un brownien additif libre.

On étudie $\tau_{j,k}(T) = \int_0^T \tau((u_s v_{T-s})^j (u_s w_{T-s})^k) ds$.

On a le système triangulaire

$$\begin{aligned} \dot{\tau}_{j,k}(T) &= \mu_{j+k}(T) - \frac{|j| + |k|}{2} \tau_{j,k}(T) \\ &\quad - \sum_{l=1}^{|j|-1} (|j| - l) \mu_l(T) \tau_{\text{sgn}(j)(|j|-l),k}(T) \\ &\quad - \text{terme analogue,} \end{aligned}$$

avec $\mu_j(T) = \tau(u_T^k)$.

Ce qui permet de montrer que

$$\tau_{j,k}(T) = \frac{\delta_{j,-k}}{|j|} + e^{-\frac{|j|+|k|}{2}T} R_{j,k}(T),$$

avec $R_{j,k}$ des polynômes.

Cela permet de montrer que si $\sum |j| |\hat{f}(j)|^2 < \infty$ et $\sum |j| |\hat{g}(j)|^2 < \infty$,

$$- \sum_{j,k \in \mathbb{Z}} jk \hat{f}(j) \hat{g}(k) \tau_{j,k}(T) \xrightarrow{T \rightarrow \infty} \sum_{j \in \mathbb{Z}} |j| \hat{f}(j) \overline{\hat{g}(j)}$$

Interprétation combinatoire du système d'EDO vérifié par les $\tau_{j,k}$

Par les résultats de Thierry, on a

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^j) \operatorname{tr}(U_N(T)^k)] - \mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^j)] \mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^k)] \\ &= e^{-(j+k)\frac{T}{2}} \left(\sum_{n,d=0}^{\infty} \frac{(-T)^n}{n! N^{2d}} S((1 \dots j) \times (1 \dots k), n, d) \right. \\ & \left. - \sum_{n_1, n_2, d_1, d_2=0}^{\infty} \frac{(-T)^{n_1+n_2}}{n_1! n_2! N^{2(d_1+d_2)}} S((1 \dots j), n_1, d_1) S((1 \dots k), n_2, d_2) \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \lim_{N \rightarrow \infty} N^2 \left(\mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^j) \operatorname{tr}(U_N(T)^k)] - \mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^j)] \mathbb{E} [\operatorname{tr}(U_N(T)^k)] \right) = \\ e^{-(j+k)\frac{T}{2}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-T)^n}{n!} S'((1 \dots j) \times (1 \dots k), n, 1) = -jk\tau_{j,k} \end{aligned}$$

Donc le système vérifié par les $\tau_{j,k}$ se traduit par

$$\begin{aligned} S'((1 \dots j) \times (1 \dots k), n+1, 1) &= jk S((1 \dots j+k), n, 0) \\ &+ j \sum_{l=1}^{j-1} \sum_{p=0}^n \binom{n}{p} S((1 \dots l), p, 0) S'((1 \dots j-l) \times (1 \dots k), n-p, 1) \\ &+ k \sum_{m=1}^{k-1} \sum_{q=0}^n \binom{n}{q} S((1 \dots m), q, 0) S'((1 \dots j) \times (1 \dots k-m), n-q, 1). \end{aligned}$$

Difficulté de l'analyse des $\tau_{j,k}$ en temps petit

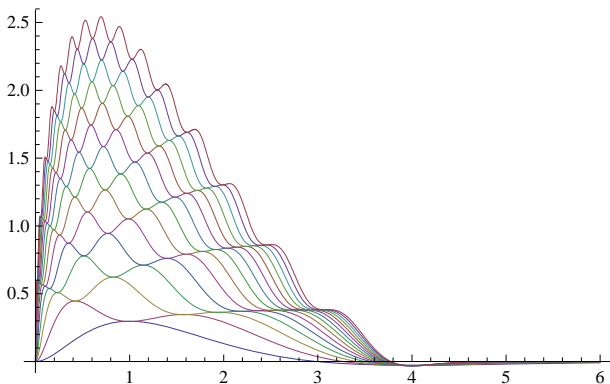


FIG.: Pour $k \in \{1, \dots, 15\}$, $\sigma_T(s_k, s_{k+1})$ avec $s_k(e^{i\theta}) = \sin(k\theta)$ sur $T \in [0, 6]$.