

Rayells:

(D1) $\exists V: E \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesurable $\exists \gamma \in [0, 1[$ $\exists K < +\infty$ tq
 $\forall x \in E, PV(x) \leq \gamma V(x) + K$

(D2) $\exists R > \frac{2K}{1-\gamma}$, $\exists \alpha \in]0, 1[$ tq $\forall x, y \in E$ avec $V(x) + V(y) \leq R$,
 alors $P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot)(E) \geq \alpha$
 et $d_{TV}(P(x, \cdot), P(y, \cdot)) \leq 1 - \alpha$.

$\|f\|_\beta = \sup_{x \in E} \frac{|f(x)|}{1 + \beta V(x)}$

distance sur $\mathcal{P}_V(E) = \{ \mu \in \mathcal{P}(E) \text{ tq } \mu(V) < +\infty \}$
 $d_\beta(\mu, \sigma) = \sup_{\|f\|_\beta \leq 1} |\mu(f) - \sigma(f)|$

Thm $d_0(\mu, \sigma) = 2 d_{TV}(\mu, \sigma)$
 Sous (D1) et (D2)
 On a $\mathcal{P}(V) \leq \frac{K}{1-\gamma}$

admet une unique proba invariante π .
 $\forall \mu \in \mathcal{P}(E) \quad d_\beta(\mu P^m, \pi) \leq \lambda^m d_\beta(\mu, \pi)$
 avec $\lambda = (1 - \alpha + \beta K) \vee \frac{2 + \beta \gamma R + 2\beta K}{2 + \beta R} < 1$ sur $\alpha \in]0, \frac{\alpha}{K}[$.

5) Application à l'algorithme de Metropolis Hastings:

On suppose

- $E = \mathbb{R}^d$ muni de $\mathcal{F} = \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$
- $\lambda(dx) = dx$ Lebesgue
- $\pi(dx) = \frac{\eta(x) dx}{\int_{\mathbb{R}^d} \eta(y) dy}$ où $\eta: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}_+$ est une fonction mesurable tq $\int_{\mathbb{R}^d} \eta(y) dy \in]0, +\infty[$

On s'intéresse à M H M A avec une densité de base de proba sur \mathbb{R}^d

proposition $\varphi(y-x)$ où φ est une base de proba sur \mathbb{R}^d

paire ($\varphi(z) = \varphi(-z)$, $\forall z \in \mathbb{R}^d$).

Alors le noyau de Metropolis Hastings s'écrit

$$P(x, dy) = \alpha(x, y) \varphi(y-x) + R(x) \delta_x(dy)$$

$$\text{où } \alpha(x, y) = \min\left(\frac{\eta(y)}{\eta(x)}, 1\right)$$

$$\text{et } R(x) = \int_{\mathbb{R}^d} \left(1 - \frac{\eta(y)}{\eta(x)}\right)^+ \varphi(y-x) dy$$

convention: $\frac{\eta(y)}{\eta(x)} = 1$ si $\eta(x) = 0$.

Dobbin n' est pas satisfait.

pour $z \neq x$

$$P(x, \cdot) \wedge P(z, \cdot) (\mathbb{R}^d)$$

$$= \int_{\mathbb{R}^d} (\alpha(x, y) \varphi(y-x) \wedge \alpha(z, y) \varphi(y-z)) dy$$

$$\leq \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(y-x) \wedge \varphi(y-z) dy$$

$$\leq \int_{\mathbb{R}^d} (\varphi(y-x) \mathbb{1}_{\{|y-x| \geq \frac{|x-z|}{2}\}} + \varphi(y-z) \mathbb{1}_{\{|y-z| \geq \frac{|x-z|}{2}\}}) dy$$

$$= 2 \int_{\mathbb{R}^d} \varphi(w) \mathbb{1}_{\{|w| \geq \frac{|x-z|}{2}\}} dw$$

$\xrightarrow{|x-z| \rightarrow +\infty}$ 0 par CVD.

$$|x-z| \leq |x-y| + |y-z|$$

$$\Rightarrow \text{soit } |x-y| \geq \frac{|x-z|}{2}$$

$$\text{soit } |y-z| \geq \frac{|x-z|}{2}$$

lemme: Pour Metropolis Hadwigs avec densité de population
 $q(x, y)$ tq $\forall M > 0$ $q := \inf_{|x| \vee |y| \leq M} q(x, y) > 0$ et $\bar{q}_M = \sup_{|x| \leq M} q(x, x) < +\infty$
 alors pour tout M assez gd pour que $\int_{|x| \leq M} q(x) dx > 0$
 on a $\forall |x| \leq M, \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d), P(x, A) \geq \frac{qM}{\bar{q}_M} \left(\int_{|y| \leq M} q(y) dy \right) q_M(A)$

ou $q_M(dy) = \frac{\mathbb{1}_{\{|y| \leq M\}} q(y) dy}{\int_{|z| \leq M} q(z) dz}$

"Doobin uniforme sur la boule centré en 0 de rayon M ."

preuve: Soit M tq $\int_{|z| \leq M} q(z) dz > 0$ et $|x| \leq M, A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^d)$

$$\begin{aligned}
 P(x, A) &\geq \int_A \alpha(x, y) q(x, y) dy = \int_A \mathbb{1}_{\{q(y) > 0\}} \left(\frac{q(y, x)}{q(x, y)} \wedge 1 \right) q(x, y) dy \\
 &= \int_A \mathbb{1}_{\{q(y) > 0\}} \left(\frac{q(y, x)}{q(x, y)} \wedge \frac{q(x, y)}{q(y)} \right) \mathbb{1}_{\{|y| \leq M\}} q(y) dy \geq \frac{qM}{\bar{q}_M} \int_A \mathbb{1}_{\{|y| \leq M\}} q(y) dy \\
 &\geq \frac{qM}{\bar{q}_M} \int_{|y| \leq M} q(y) dy q_M(A)
 \end{aligned}$$

(D1) est plus difficile à obtenir

Lemme: $\forall x \in \mathbb{R}^d, P_{\gamma^{-1/2}}(x) \leq \frac{5}{4} \gamma^{-1/2}(x)$

pour MH avec densité de probabilité q symétrique qu'il faut ajouter une constante additive K .

preuve: On note $A_n = \{y: \gamma(y) \geq \gamma(x)\}$
 $R_n = \{y: \gamma(y) < \gamma(x)\}$

l'ensemble des propositions acceptées avec proba $\frac{1}{\gamma(y)}$
 ensemble des propositions rejetées avec proba $1 - \frac{\gamma(y)}{\gamma(x)}$

$$\frac{P_{\gamma^{-1/2}}(x)}{\gamma^{-1/2}(x)} = \int_{A_n} \frac{\gamma^{-1/2}(y)}{\gamma^{-1/2}(x)} q(x,y) dy + \int_{R_n} \frac{\gamma^{-1/2}(y)}{\gamma^{-1/2}(x)} \times \frac{\gamma(y)}{\gamma(x)} q(x,y) dy$$

≤ 1 par def. de A_n

$$\leq \int_{A_n} q(x,y) dy + \int_{R_n} \left(1 - \frac{\gamma(y)}{\gamma(x)} + \frac{\gamma(y)}{\gamma(x)}\right) q(x,y) dy \leq \frac{5}{4}$$

Sur $R_n, \frac{\gamma(y)}{\gamma(x)} \in [0,1]$
 Soit $f(u) = (1-u + \sqrt{u})$
 $f'(u) = \frac{1}{2\sqrt{u}} - 1$
 s'annule en $u = \frac{1}{4}$
 ≥ 0 avant et négatif après
 Donc $\sup_{u \in [0,1]} f(u) = f(\frac{1}{4}) = \frac{5}{4}$

$$\leq \frac{5}{4} \int_{\mathbb{R}^d} q(x,y) dy = \frac{5}{4}$$

Def: la loi π est dite sous-exponentielle si la densité γ est C^1 strictement positive et $\lim_{|x| \rightarrow +\infty} \frac{x}{|x|} \cdot \nabla \ln \gamma(x) = -\infty$

NB: Soit $\beta > 0$.
On peut trouver $M_\beta < +\infty \forall |\gamma| \geq M_\beta, \frac{\gamma}{|\gamma|} \cdot \nabla \ln \gamma(y) \leq -\beta$.

Pour $|x| \geq M_\beta$,

$$\ln \left(\frac{\gamma(x)}{\gamma\left(\frac{x M_\beta}{|x|}\right)} \right) = \int_{M_\beta}^{|x|} \underbrace{\frac{x}{|x|}}_{\frac{x}{|x|}} \cdot \nabla \ln \gamma\left(\frac{t x}{|x|}\right) dt \leq -\beta (|x| - M_\beta).$$

$$\gamma(x) \leq \gamma\left(\frac{x M_\beta}{|x|}\right) e^{-\beta (|x| - M_\beta)} \leq e^{-\beta |x|} \left(e^{\beta M_\beta} \sup_{|y| \leq M_\beta} \gamma(y) \right)$$

ex:

- les densités gaussiennes sont sous-exponentielles.
- les lois exponentielles ne sont pas sous-exponentielles.

Proposition: On suppose que γ est μ -ergodiquement nulle et $\limsup_{|z| \rightarrow \infty} \frac{2}{|z|} \cdot \frac{\Delta \gamma(z)}{|\Delta \gamma(z)|} < 0$ $\forall M > 0$

Tout algorithme MHMA avec $\inf_{|z| \leq M} \gamma(z) > 0$ satisfait (D1) et (D2) avec $\forall \alpha = \gamma^{-1/2}(n)$. Il est donc géométriquement ergodique.

IV LFEN pour les moyennes ergodiques.

Thm ergodique de Birkhoff: Soit $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ un espace de proba et $T: \Omega \rightarrow \Omega$ une application mesurable qui préserve \mathbb{P} (i.e. $\forall A \in \mathcal{A}, \mathbb{P}(T^{-1}(A)) = \mathbb{P}(A)$) et qui est ergodique au sens où $\forall A \in \mathcal{A}, T^{-1}(A) = A \Rightarrow \mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.

Alors pour toute variable aléatoire $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ intégrable

$$\mathbb{P}\left(\left\{\omega \in \Omega: \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} Y(T^k(\omega)) \rightarrow \mathbb{E}(Y)\right\}\right) = 1$$

$\left(\begin{array}{l} T^0(\omega) = \omega \\ \text{et } T^{k+1}(\omega) = T(T^k(\omega)) \\ = T^k(T(\omega)) \end{array} \right)$

Soit $(X_n)_n$ chaîne de Markov de noyau P sur (E, \mathcal{E}) .

On note \mathbb{P}_μ la proba sur l'espace Ω sous-jacent si $X_0 \sim \mu$ (et même \mathbb{P}_x si $X_0 = x$). On note \mathbb{E}_μ et \mathbb{E}_x les espérances associées.

def: Une probabilité π invariante par P est dite entremêlée si elle ne peut pas s'écrire $\pi = t\pi_1 + (1-t)\pi_2$ pour $t \in]0, 1[$ et π_1, π_2 2 probas invariante distinctes.

NB: • L'ensemble des probas invariants est un convexe.

Si π, σ sont invariants et $t \in]0, 1[$,
 $(t\pi + (1-t)\sigma) P = t\pi P + (1-t)\sigma P = t\pi + (1-t)\sigma$.

• Mg si π et σ sont 2 probas invariants entremêlés

de toutes alors $d_{TV}(\pi, \sigma) = 1$
" " $1 - \pi \wedge \sigma(E)$

$$(\pi \wedge \sigma) P \leq (\pi P) \wedge (\sigma P) = \pi \wedge \sigma$$

Comme $\forall x \in E, P(x, E) = 1,$

$$(\pi \wedge \sigma) P(E) = (\pi \wedge \sigma)(E). \quad \Rightarrow \quad (\pi \wedge \sigma) P = \pi \wedge \sigma.$$

$$\int_{x \in E} P(x, E) (\pi \wedge \sigma)(dx)$$

Comme $\pi \neq \sigma$ et obtenons une contradiction. $\pi \wedge \sigma(E) < 1$. Supposons $\pi \wedge \sigma(E) > 0$

$\frac{\pi \wedge \sigma}{\pi \wedge \sigma(E)}$ est une proba distincte de π et de σ .
Supposons qu'elle est distincte de π pour fixer les idées

$$\pi = (\pi \wedge \sigma)(E) \frac{\pi \wedge \sigma}{\pi \wedge \sigma(E)} + (1 - \pi \wedge \sigma(E)) \frac{\pi - \pi \wedge \sigma}{1 - \pi \wedge \sigma(E)}$$

par linéarité, $\pi - \pi \wedge \sigma$ invariante par P .

$$\text{Comme } \pi \neq \pi \wedge \sigma, \quad \frac{\pi \wedge \sigma}{\pi \wedge \sigma(E)} \neq \frac{\pi - \pi \wedge \sigma}{1 - \pi \wedge \sigma(E)}$$

π n'est donc comme combinaison convexe stricte de 2 probas invariantes
distinctes. Contradiction de l'extrémalité de π

Ainsi $\pi_{\wedge \sigma}(E)$ $\int_{TV}(\pi, \sigma) = 1$

et $\exists B \in \mathcal{F}$, tq $\sigma(B) = \pi(B^c) = 0$.

ce $\pi(B) = 1 = \sigma(B^c)$. \square

Prop: Soit π une proba invariante sous-récurrente pour P .

Alors $\mathbb{P}_{\pi}((X_n)_{n \in \mathbb{N}} \in A) \in \{0, 1\}$ pour tout ensemble $A \in \mathcal{F}^{\otimes \mathbb{N}}$ invariant par l'opérateur de décalage

$T((x_n)_{n \in \mathbb{N}}) = (x_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$. En outre pour toute fonction mesurable $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ tq $\pi(|f|) < +\infty$

alors $\mathbb{P}_{\pi}\left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_{\ell}) \rightarrow \pi(f)\right) = 1$

Corollaire: Sous (D1) et (D2), $\forall \mu \in \mathcal{P}(E)$

$\mathbb{P}_\mu \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right)$ pour toute fonction
 $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable et tq $\pi(|f|) < +\infty$ ou
 π désigne l'unique proba invariante par P

NB: Comme π est l'unique proba invariante elle est
 entremisele $\mathbb{P}_\mu \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) = 1$ [0, +\infty]
 Si $f: E \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesurable tq $\pi(f) < +\infty$
 Alors $\mathbb{P}_\mu \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \geq \frac{\pi(f)}{n} \right) = 1$
 Pour $n \in \mathbb{N}^*$ $\mathbb{P}_\mu \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \geq \frac{\pi(f)}{n} \right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \pi(f) = 1$
 par corollaire: $\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \geq \frac{\pi(f)}{n}$

preuve du corollaire: Soit

D'après la proposition, on a $\mathbb{P}_\pi \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) = 1$

Comme $\mathbb{P}_\mu \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) = \int \mathbb{P}_x \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) \mu(dx)$

il suffit de montrer le résultat pour $\mu = \delta_x$ avec $x \in E$ qd

Soit fixe $l \in \mathbb{N}^*$, $\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{n+l-1} f(X_\ell) = \frac{n+l}{n} \times \frac{1}{n+l} \sum_{\ell=0}^{n+l-1} f(X_\ell) - \frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{l-1} f(X_\ell)$

$\downarrow \xrightarrow{n \rightarrow +\infty}$
 1

Done $\mathbb{P}_n \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{m-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) = \mathbb{P}_n \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{m-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right)$
 $= P^\ell(n, \cdot) (\varphi)$ for Markov

or $\varphi(y) = \mathbb{P}_y \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{m-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right)$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_n \left(\frac{1}{n} \sum_{\ell=0}^{m-1} f(X_\ell) \rightarrow \pi(f) \right) &\geq \underbrace{\pi(\varphi)}_1 - \left| P^\ell(n, \cdot) (\varphi - \frac{1}{2}) - \pi(\varphi - \frac{1}{2}) \right| \quad \text{or } |\varphi - \frac{1}{2}| \leq \frac{1}{2} \\ &\geq 1 - d_{TV} \left(P^\ell(n, \cdot), \pi \right) \\ &\geq 1 - d_\beta \left(P^\ell(n, \cdot), \pi \right) \quad \text{or } \beta \in]0, \frac{\alpha}{K}[\\ &\geq 1 - \frac{\chi^\ell}{\epsilon \Gamma_0 \Gamma} \underbrace{d_\beta(\delta_n, \pi)}_{\leq \delta_n(1+\beta V) + \pi(1+\beta V) \leq 2 + \beta V(n) + \frac{K}{1+\beta}} < +\infty \\ &\xrightarrow{l \rightarrow +\infty} 1 \end{aligned}$$

WUP

Preuve de la proposition:

Soit $A \in \mathcal{F}^{\otimes \mathbb{N}}$ invariant par l'opérateur de décalage T

Pour $n \in \mathbb{N}$, on pose $Y_n = \mathbb{E}_{\pi} \left[\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right) \mid \mathcal{F}_n \right]$

$(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une \mathcal{F}_n martingale fermée par $\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right)$ où $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$.

Elle converge \mathbb{P}_{π} p.s. vers $\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right)$.

Par invariance de A par décalage

$$Y_n = \mathbb{E}_{\pi} \left[\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \geq n} \right) \mid \mathcal{F}_n \right] \stackrel{\text{Markov}}{=} \varphi(X_n) \quad \text{ou} \quad \varphi(x) = \mathbb{E}_{\pi} \left(\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right) \right)$$

$\varphi(X_n)$ et $Z := \sup_{n \in \mathbb{Z}} \varphi(X_n)$ convergent \mathbb{P}_{π} p.s. vers $\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right)$.

Soit \mathbb{P}_{π} , par invariance de π ces suites sont constantes en loi et ont même loi que $\mathbb{1}_A \left((X_k)_{k \in \mathbb{N}} \right)$.

$$\mathbb{P}_{\pi} (\varphi(X_n) \leq Z_n) = 1 = \mathbb{P}_{\pi} (Z_{n+1} \leq Z_n)$$

$$\begin{aligned} \text{Donc } \mathbb{P}_{\pi} (\varphi(X_n) = Z_n) &= 1 \\ &= \mathbb{P}_{\pi} (Z_{n+1} = Z_n) \\ \text{Donc } \mathbb{P}_{\pi} (\varphi(X_n) \text{ ne dépend pas de } n) &= 1 \end{aligned}$$

Ainsi $\forall n \in \mathbb{N}$, $\mathbb{P}_\pi (\varphi(X_n) = \mathbb{1}_A((X_k)_{k \in \mathbb{N}})) = 1$.

Soit $B = \varphi^{-1}(1)$ \mathbb{P}_π p.s. $\mathbb{1}_B(X_n) = \mathbb{1}_A((X_k)_{k \in \mathbb{N}})$

En particulier \mathbb{P}_π p.s. $\mathbb{1}_B(X_0) = \mathbb{1}_B(X_1)$.

Supposons que $\pi(B) \in]0, 1[$ et contredisons l'extrémalité de π :

soit $\pi(\cdot | B)$ et $\pi(\cdot | B^c)$ les probas sur (E, \mathcal{F}) def par

$$\pi(C | B) = \frac{\pi(C \cap B)}{\pi(B)} \quad \text{et} \quad \pi(C | B^c) = \frac{\pi(C \cap B^c)}{\pi(B^c)}$$

$$\begin{aligned} \pi(\cdot | B) P(C) &= \frac{\mathbb{E}_\pi(\mathbb{1}_B(X_0) \mathbb{1}_C(X_1))}{\pi(B)} \stackrel{(*)}{=} \frac{\mathbb{E}_\pi(\mathbb{1}_B(X_1) \mathbb{1}_C(X_1))}{\pi(B)} \\ &\stackrel{\text{invariance de } \pi}{=} \frac{\pi(B \cap C)}{\pi(B)} = \pi(C | B) \end{aligned}$$

Ainsi $\pi(\cdot | B)$ et de même $\pi(\cdot | B^c)$ sont invariante par P .
Elles sont disjointes car $\pi(B^c | B) = \pi(B | B^c) = 0$.
 $\pi = \pi(B) \pi(\cdot | B) + \pi(B^c) \pi(\cdot | B^c)$
On a contredit l'extrémalité de π

Ainsi $\pi(B) \in \{0, 1\}$

et

$$\mathbb{P}_\pi(\mathbb{1}_A((X_k)_{k \in \mathbb{N}})) = \pi(B) \in \{0, 1\}.$$

Par invariance de π , \mathbb{P}_π est invariante par l'opérateur de décalage qui est ergodique.

En particulier $\forall F: E^{\mathbb{N}} \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable tq $\mathbb{E}_\pi(|F((X_k)_{k \in \mathbb{N}})|) < +\infty$, par le théorème de Birkhoff,

$$\mathbb{P}_\pi\left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} F((X_k)_{k \geq j})\right) \rightarrow \mathbb{P}_\pi(F) = 1.$$

En appliquant cela à $F((x_k)_{k \in \mathbb{N}}) = f(x_0)$.

on obtient que $\mathbb{P}_\pi\left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} f(X_j)\right) \rightarrow \pi(f) = 1$ \square

IV Théorème de la limite centrale pour les moyennes ergodiques:

Soit
$$S_n = \sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} f(X_k) - \pi(f) \right)$$

Equation de Poisson:
 inconnue fonction F , $\forall x \in E, F(x) - PF(x) = f(x) - \pi(f)$
 fonction $F = \sum_{k \in \mathbb{N}} P^k (f - \pi(f))$

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=0}^{n-1} (F(X_k) - PF(X_k)) = \frac{1}{\sqrt{n}} (F(X_0) - PF(X_{n-1})) + \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^{n-1} (F(X_k) - PF(X_k))$$

$$M_n^F - M_{n-1}^F = F(X_n) - PF(X_{n-1}) \stackrel{\text{Markov}}{=} F(X_n) - \mathbb{E}(F(X_n) | \mathcal{F}_{n-1}^F)$$

annulation de mart
 si $\mathbb{E}(F(X_n) | \mathcal{F}_{n-1}^F) = PF(X_{n-1})$

On va appliquer le TLC pour les martingales.

$$\mathbb{E} \left[\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{k=1}^{n-1} (F(X_k) - PF(X_{k-1}))^2 \middle| \mathcal{F}_{k-1}^F \right] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n-1} (PF^2(X_k) - (PF)^2(X_{k-1}))$$

LFGN
 $\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \pi(PF^2 - (PF)^2) = \pi(F^2 - (PF)^2)$

Proposition: Supposons que P satisfait (D1) et (D2). Alors
 Pour toute fonction $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable tq $\sup_{x \in E} \frac{|f(x)|}{1+V(x)} < +\infty$
 $F = \sum_{n \in \mathbb{N}} P^n (f - \pi(f))$ est solution de l'équation de Poisson.
 et vérifie $\sup_{x \in E} \frac{|F(x)|}{1+V(x)} < +\infty$.

preuve: Soit $\beta \in]0, \frac{\alpha}{K}[$ et $x \in E$

$$\begin{aligned}
 |P^n f(x) - \pi(f)| &\leq \|f\|_{\beta} d_{\beta}(P^n(x, \cdot), \pi) \leq \|f\|_{\beta} \sum_{i=0}^{n-1} d_{\beta}(\delta_x, \pi) \\
 &\leq \|f\|_{\beta} X^n (\delta_x(1+\beta V) + \pi(1+\beta V)) \\
 &\leq \|f\|_{\beta} X^n \left(2 + \beta \frac{K}{1-\gamma} + \beta V(x)\right)
 \end{aligned}$$

$$\|P^n f - \pi(f)\|_1 \leq \|f\|_{\beta} \left(2 + \frac{\beta K}{1-\gamma}\right) V_{\beta} X^n$$

La série converge normalement dans $\mathcal{V} = \left\{ g: E \rightarrow \mathbb{R} \text{ tq } \sup_{x \in E} \frac{|g(x)|}{1+V(x)} < +\infty \right\}$
 muni de $\|\cdot\|_1$. Ainsi $F = \sum_{n \in \mathbb{N}} P^n (f - \pi(f))$ est dans \mathcal{V} .

Montrons que $g \in \mathcal{V} \rightarrow P_g$ est continue si \mathcal{V} est muni de $\|\cdot\|_1$.

$$|P_g(x)| \leq \|g\|_1 P(1+V)(x) \stackrel{(D1)}{\leq} (1 + \gamma V(x) + K) \|g\|_1$$

$$\|P_g\|_1 \leq \underbrace{(1+K) \vee \gamma}_{1+K} \|g\|_1. \quad \text{L'application étant linéaire, elle est continue.}$$

$$\begin{aligned} \text{Donc } PF &= \sum_{n \in \mathbb{N}} P(P^n(f - \pi(f))) = \sum_{n \geq 1} P^n(f - \pi(f)) \\ &= F - (f - \pi(f)). \quad \square \end{aligned}$$

NB: $\pi(F) \leq \|F\|_1$ $\pi(1+V) \leq \|F\|_1 \left(1 + \frac{K}{1-\gamma}\right) < +\infty$

Mais il nous faut plutôt $\pi(F^2) < +\infty$.

On va renforcer la condition de dérivée pour pouvoir utiliser $\sqrt{\cdot}$ comme fonction de Lyapounov en plus de V .

$$P\sqrt{V}(x) \stackrel{\text{Jensen}}{\leq} \sqrt{PV(x)} \stackrel{\text{(D1) et } \sqrt{\cdot} \text{ sans add}}{\leq} \sqrt{\gamma V(x)} + \sqrt{K} \leq \sqrt{\gamma} \sqrt{V(x)} + \sqrt{K}.$$

Si $\sqrt{V(x)} + \sqrt{V(y)} \leq \sqrt{R}$ alors $V(x) + V(y) \leq R$

En supposant $\sqrt{R} > \frac{2\sqrt{K}}{1-\sqrt{\gamma}}$, on a (D1) et (D2) pour (V, γ, K, R) remplacé par $(\sqrt{V}, \sqrt{\gamma}, \sqrt{K}, \sqrt{R})$.

On suppose $\left\{ \begin{array}{l} \text{(D1) et} \\ \text{(D2')} \end{array} \right. \exists R > \frac{4K}{(1-\sqrt{\gamma})^2}, \exists \alpha \in]0, 1], \forall x, y \in E$
 $P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot) \setminus \{E\} \geq \alpha$

NB: $(1-\sqrt{\gamma})^2 \leq 1-\sqrt{\gamma} \leq 1-\gamma$

Donc $\frac{4K}{(1-\sqrt{\gamma})^2} \geq \frac{4K}{1-\gamma} > \frac{2K}{1-\gamma}$

Ainsi (D2') \Rightarrow (D2)

Corollaire: Sous (D1) et (D2') si $\sup_{x \in E} \frac{|f(x)|}{1 + \sqrt{V(x)}} < +\infty$, alors

$F = \sum_{n \in \mathbb{N}} P^n (f - \pi(f))$ est solution de l'équation de Poisson
 et vérifie $\sup_{x \in E} \frac{|F(x)|}{1 + \sqrt{V(x)}} < +\infty$.

Comme (D2) \Rightarrow (D2) on garde $\pi(V) \leq \frac{K}{1-\gamma}$
 Donc $\pi((1+\sqrt{V})^2)$ et $\pi(F^2)$ sont finis

Thm: Soit $(X_n)_n$ chaîne de Markov dont le noyau P satisfait (D1) et (D2'). Alors pour toute fonction $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable et tq $\sup_{x \in E} \frac{|f(x)|}{1 + \sqrt{V(x)}} < +\infty$,

$\frac{1}{\sqrt{m}} \sum_{k=0}^{m-1} (f(X_k) - \pi(f)) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \mathcal{D}_1(0, \pi(F^2) - \pi((Pf)^2))$.

où F est solution de l'équation de Poisson.