

- 02/02 : Metropolis Hastings, Doeblin, recuit simulé
09/02 : Recuit simulé (fin), condition de L'éruse
16/02 : LGN ergodique
~~23/02~~
02/03 : TLC ergodique
09/03 : Méthodes particulières
16/03) Metropolis Hastings adaptatif
23/03)

Ch I Algorithmes de Metropolis Hastings et convergence de chaînes de Markov

I Noyau markovien et chaîne de Markov.

E espace d'états E muni d'une tribu \mathcal{E}

def: • On appelle noyau markovien sur (E, \mathcal{E}) une application $P: E \times \mathcal{E} \rightarrow [0, 1]$ telle que.

1) $\forall x \in E, A \in \mathcal{E} \rightarrow P(x, A)$ est une proba, mesurable.

2) $\forall A \in \mathcal{E}, x \in E \rightarrow P(x, A)$ est mesurable.

• On appelle chaîne de Markov de noyau de transition P un processus $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ à valeurs dans E adapté à une filtration $(\mathcal{F}_n)_{n \in \mathbb{N}}$ tq

$$\forall n \in \mathbb{N}, \forall A \in \mathcal{E}, \mathbb{P}(X_{n+1} \in A | \mathcal{F}_n) = P(X_n, A)$$

Notations:

- Pour $\varphi: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable positive ou tq $\forall x \in E$,
 $\int_E |\varphi(y)| P(x, dy) < +\infty$, on note $P\varphi$ la fonction de $E \rightarrow \mathbb{R}$
définie par $P\varphi(x) = \int_E \varphi(y) P(x, dy)$.
- Pour μ dans l'espace $\mathcal{P}(E)$ des probas sur (E, \mathcal{E}) et
 $\varphi: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable ≥ 0 ou tq $\int |\varphi(x)| \mu(dx) < +\infty$
on note $\mu(\varphi) = \int_E \varphi(x) \mu(dx)$.
- On note μP la proba sur (E, \mathcal{E}) définie par
 $\forall A \in \mathcal{E}, \mu P(A) = \int_{x \in E} P(x, A) \mu(dx)$.
- la proba μ est dite invariante par P si $\mu P = \mu$.
- Si Q est un autre moyen markovien, on note PQ
le moyen défini par $\forall (x, A) \in E \times \mathcal{E}, PQ(x, A) = \int_{y \in E} Q(y, A) P(x, dy)$

• Itérées du noyau P

$$P^0(x, A) = \delta_x(A) = \mathbb{1}_A(x)$$

$$P^1 = P$$

$$P^n = PP^{n-1} = P^{n-1}P \quad \forall n \geq 2$$

Exercice: Mg que si $(X_n)_{n \geq 0}$ est une chaîne de Markov de noyau P tq $X_0 \sim \mu$, alors $X_n \sim \mu P^n$

II Algorithme de Metropolis Hastings:

Objectif: simuler suivant $\pi \in \mathcal{P}(E)$ qui s'écrit

$$\pi(dx) = \frac{\psi(x) \lambda(dx)}{\int_E \psi(y) \lambda(dy)} \quad \text{ou}$$

• λ est une mesure positive de référence sur E (Lebesgue sur \mathbb{R}^d)

• $\psi: E \rightarrow \mathbb{R}_+$ tq $\int_E \psi(y) \lambda(dy) \in]0, +\infty[$.

On a besoin de connaître la constante de normalisation pour M.H.

M.H. permet de construire une chaîne de Markov de probabilité invariante π .

exemples d'application:

• physique statistique :

$$\gamma(x) = e^{-\frac{V(x)}{k_B T}}$$

densité de Boltzmann-Gibbs

où

$$E = \mathbb{R}^d$$

λ : Lebesgue

$V: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ fonction potentiel

k_B : constante de Boltzmann

T : température

On note $\beta = \frac{1}{k_B T}$

• statistiques bayésiennes :

paramètre Θ

que l'on souhaite estimer.

E l'espace où vit un

On $P_{Y|\Theta}(y|\theta)$

la densité de l'observation Y si le

paramètre vaut θ et $P_{\Theta}(\theta)$ la densité a priori

sur Θ .

Par Bayes, la densité de Θ sachant que l'on a observé y

$$P_{\Theta|Y}(\theta|y) = \frac{P_{Y|\Theta}(y|\theta) P_{\Theta}(\theta)}{\int_E P_{Y|\Theta}(y,\tilde{\theta}) P_{\Theta}(\tilde{\theta}) \lambda(d\tilde{\theta})}$$

Construction de l'algorithme :

Soit $Q(x, dy) = q(x, y) \lambda(dy)$ moyen markovien à densité
 $q: E \times E \rightarrow \mathbb{R}_+$ eq $\forall x \in E$, on sait simuler suivant $Q(x, \cdot) = q(x, \cdot) \lambda(\cdot)$
ratio de Metropolis Hastings $\alpha(x, y) = \begin{cases} 1 \wedge \frac{q(y, x)}{q(x, y)} & \text{si } q(x, y) > 0 \\ 1 & \text{si } q(x, y) = 0 \end{cases}$ *rapport = 1 vs besoin constante normalisation*

- On part de X_0 val à valeurs dans E
- Sachant (X_0, \dots, X_n) on génère une proposition $Y_{n+1} \sim Q(X_n, \cdot)$ et indep une val $U_{n+1} \sim \mathcal{U}[0, 1]$

$$X_{n+1} = Y_{n+1} \mathbb{1}_{\{U_{n+1} \leq \alpha(X_n, Y_{n+1})\}} + X_n \mathbb{1}_{\{U_{n+1} > \alpha(X_n, Y_{n+1})\}}$$

Pour $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ mes bornée

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(f(X_{n+1}) | X_0, \dots, X_n) &= \mathbb{E}(\mathbb{E}(f(X_{n+1}) | X_0, \dots, X_n, Y_{n+1}) | X_0, \dots, X_n) \\ &= \mathbb{E}(\alpha(X_n, Y_{n+1}) f(X_{n+1}) + (1 - \alpha(X_n, Y_{n+1})) f(X_n) | X_0, \dots, X_n) \end{aligned}$$

$$= \int_E f(y) \alpha(X_n, y) q(X_n, y) \lambda(dy) + f(X_n) \times \int_E (1 - \alpha(X_n, y)) q(X_n, y) \lambda(dy)$$

$(X_n)_{n \geq 0}$ est une chaîne de Markov de noyau

$$P(x, dy) = \alpha(x, y) q(x, y) \lambda(dy) + R(x) \delta_x(dy)$$

$$\text{où } R(x) = \int_E (1 - \alpha(x, y)) q(x, y) \lambda(dy)$$

Montrons que π est réversible et donc invariante pour P :

$$\pi(x) q(x, y) \alpha(x, y) = \begin{cases} \pi(x) q(x, y) \wedge \pi(y) q(y, x) & \text{si } \pi(x) q(x, y) > 0 \\ 0 = \pi(x) q(x, y) \wedge \pi(y) q(y, x) & \text{si } \pi(x) q(x, y) = 0 \end{cases}$$

fonction symétrique de (x, y) .

$\Rightarrow \int \eta(x) \lambda(dx) \alpha(x, y) q(x, y) \lambda(dy) = \int \eta(y) q(y, x) \alpha(y, x) \lambda(dx) \lambda(dy)$.

égalité de mesures sur $E \times E$

$$\int \eta(x) \lambda(dx) R(x) \int_x \lambda(dy) = \int \eta(y) \lambda(dy) R(y) \int_y \lambda(dx)$$

$$\boxed{\pi(dx) P(x, dy) = \pi(dy) P(y, dx)}$$

en donnant et normales int par $\int_E \eta(z) \lambda(dz)$

réversibilité

réversibilité \Rightarrow invariance

par integ sur $x \in E$, il vient $\pi P(dy) = \pi(dy) \underbrace{\int_{x \in E} P(y, dx)}_{P(y, E) = 1}$

Remarque: la valeur de $\alpha(x, y)$ lorsque $q(x, y) = 0$ est sans importance pour P .

En revanche choisir $\alpha(x, y) = 1$ si $\eta(x) = 0$, minimise la probabilité d'accepter un mouvement si on se trouve en un point de densité nulle

- Autres choix possibles du ratio qui préservent la réversibilité

$$\alpha(x, y) = \begin{cases} a\left(\frac{\eta(y)q(y/x)}{\eta(x)q(x/y)}\right) & \text{si } \eta(x)q(x/y) > 0 \\ 1 & \text{si } \eta(x)q(x/y) = 0 \end{cases}$$

avec $a: \mathbb{R}_+ \rightarrow [0, 1]$ tq $\forall \mu > 0, a(\mu) = \mu a\left(\frac{1}{\mu}\right)$

choix MH $\rightarrow a(\mu) = 1 \wedge \mu$

Pour a comme préc, $a(\mu) \leq 1 \wedge \mu$

Le choix MH maximise la probabilité d'accepter Y_{n+1} suivant $q(X_n, \cdot)$.

- MH par marche aléatoire : $E = \mathbb{R}^d$ et $q(x, y) = \psi(y-x)$ où ψ densité de proba paire sur \mathbb{R}^d indep de X_n .
 $Y_{n+1} = X_n + Z_{n+1}$ où $Z_{n+1} \sim \psi$

$$\alpha(x, y) = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{\psi(y) \psi(x-y)}{\psi(x) \psi(y-x)} \neq 1 \text{ par suite de } \psi. \\ 1 & \text{si } \psi(x) \psi(y-x) = 0. \end{cases}$$

si $\psi(x) \psi(y-x) > 0$

Dans la suite nous allons donner des conditions sur P qui assurent que si $(X_n)_{n \geq 0}$ chaîne de Markov de noyau P alors

- P admet une unique proba invariante π
- et $\mathcal{L}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \pi$
- $\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} f(X_k) \xrightarrow{\text{p.s.}} \pi(f)$ si $\pi(|f|) < +\infty$
- $\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} f(X_k) - \pi(f) \right) \xrightarrow{?}$ loi des Grands Nombres ergodiques.
- TLC associé.

III

Ergodicité de chaîne de Markov à espace (E, \mathcal{E}) général

$\mu P^n \xrightarrow{?} \pi$ invariante
 $n \rightarrow +\infty$

1) distance de variation totale:

def: On appelle distance en variation totale sur $\mathcal{P}(E)$

$$d_{TV}(\mu, \sigma) = \sup_{A \in \mathcal{E}} |\mu(A) - \sigma(A)|$$

de composition de Jordan-Hahn de la mesure signée $\mu - \sigma$:
mesures ≥ 0 $\mu - \sigma = \xi_+ - \xi_-$ où ξ_+ et ξ_- sont des
minimales au sens où $\exists B \in \mathcal{E}$ tq
 $\xi_-(B) = \xi_+(B^c) = 0$ (voir cours de poly).

Prop: La mesure $\mu \wedge \sigma (A) = \sigma(A \cap B) + \mu(A \cap B^c)$
 est la plus grande mesure majorée à la fois par μ et par σ .

$$d_{TV}(\mu, \sigma) = 1 - \mu \wedge \sigma(E) = \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)|$$

où le supremum porte sur toutes les fonction $\varphi: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurables tq $\sup_{x \in E} |\varphi(x)| \leq \frac{1}{2}$

NB: En général lorsque A n'est inclus ni ds B ni ds B^c , $\mu \wedge \sigma(A) \neq \mu(A) \wedge \sigma(A)$

preuve: $\mu(A) - \sigma(A) = \sum_+ (A \cap B) - \sum_- (A \cap B^c)$

\Rightarrow si $A \subset B$, $\mu(A) - \sigma(A) \geq 0$

si $A \subset B^c$, $\mu(A) - \sigma(A) \leq 0$

$$\mu \wedge \sigma(A) = \underbrace{\sigma(A \cap B)}_{\leq \mu(A \cap B)} + \underbrace{\mu(A \cap B^c)}_{\leq \sigma(A \cap B^c)} \leq \mu(A) \wedge \sigma(A).$$

Soit maintenant γ mesure majorée à la fois par μ et par σ .

$$\gamma(A) = \gamma(A \cap B) + \gamma(A \cap B^c) \leq \underbrace{\sigma(A \cap B)}_{\mu \wedge \sigma(A)} + \underbrace{\mu(A \cap B^c)}_{\mu \wedge \sigma(A)}$$

Ainsi $\mu \wedge \sigma$ est la plus grande mesure majorée à la fois par μ et par σ .

$$0 = \mu(E) - \sigma(E) = \xi_+(B) - \xi_-(B^c). \Rightarrow \xi_+(B) = \xi_-(B^c).$$

$$-\xi_-(A \cap B^c) \leq \underbrace{\mu(A) - \sigma(A)}_{\xi_+(A \cap B) - \xi_-(A \cap B^c)} \leq \xi_+(A \cap B) \quad \begin{array}{l} \text{avec majorant} \\ \text{attenué pour } A = B \\ \text{et minorant atténué} \\ \text{pour } A = B^c \end{array}$$

Ami $d_{TV}(\mu, \sigma) = \sup_{A \in \mathcal{F}} |\mu(A) - \sigma(A)| = \sum_+ (B) = \mu(B) - \sigma(B)$
 $= 1 - \underbrace{(\mu(B^c) + \sigma(B))}_{\sigma(E \cap B) + \mu(E \cap B^c) = \mu \sigma(E)}$

Pour $|\varphi| \leq \frac{1}{2}$,

$$\mu(\varphi) - \sigma(\varphi) = \underbrace{\sum_+(\varphi)}_{\text{maximum}} - \underbrace{\sum_-(\varphi)}_{\text{minimum}}$$

dès que $\varphi = \frac{1}{2}$ sur B

dès que $\varphi = -\frac{1}{2}$ sur B^c

max $|\varphi| \leq \frac{1}{2}$ $\{\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)\} = \mu(1_B - \frac{1}{2}) - \sigma(1_B - \frac{1}{2}) = \mu(B) - \frac{1}{2} - (\sigma(B) - \frac{1}{2})$
 $= \sum_+(B) = d_{TV}(\mu, \sigma)$

min $|\varphi| \leq \frac{1}{2}$ $\{\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)\} = \mu(1_{B^c} - \frac{1}{2}) - \sigma(1_{B^c} - \frac{1}{2}) = -\sum_-(B^c)$
 $= -d_{TV}(\mu, \sigma)$

lemme: $d_{TV}(\mu, \sigma) = \inf_{(X, Y) \text{ tq } \substack{X \sim \mu \\ Y \sim \sigma}} \mathbb{P}(X \neq Y)$

preuve: Soit (X, Y) tq $X \sim \mu$ et $Y \sim \sigma$ et $A \in \mathcal{F}$.

$$\begin{aligned} \mu(A) &= \mathbb{P}(X \in A) = \mathbb{P}(X \in A, X=Y) + \mathbb{P}(X \in A, X \neq Y) \\ \sigma(A) &= \mathbb{P}(Y \in A) = \mathbb{P}(Y \in A, X=Y) + \mathbb{P}(Y \in A, X \neq Y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mu(A) - \sigma(A) &= \mathbb{P}(X \in A, X=Y) - \mathbb{P}(Y \in A, X=Y) \\ &\leq \mathbb{P}(X \in A, X \neq Y) - \mathbb{P}(Y \in A, X \neq Y) \leq \mathbb{P}(X \in A, X \neq Y) - \mathbb{P}(X \neq Y) \\ &\leq \mathbb{P}(Y \in A, X \neq Y) \leq \mu(A) - \sigma(A) \leq \mathbb{P}(X \in A, X \neq Y) - \mathbb{P}(Y \in A, X \neq Y) \leq \mathbb{P}(X \in A, X \neq Y) \end{aligned}$$

$$d_{TV}(\mu, \sigma) \leq \inf_{(X, Y)} \mathbb{P}(X \neq Y)$$

Exhibons un couplage qui réalise la borne inf :

- si $d_{TV}(\mu, \sigma) = 0$, $\mu = \sigma$, $X = Y$ convient
- si $d_{TV}(\mu, \sigma) = 1$, $X \sim \mu$, $Y \sim \sigma$ quelconque convient

Supposons $0 < d_{TV}(\mu, \sigma) < 1$

ie $0 < \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E) < 1$.

Soit $Z \sim \frac{\mu_{\mathcal{A}\sigma}}{\mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)}$

$X \sim \frac{\mu - \mu_{\mathcal{A}\sigma}}{1 - \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)}$

et $U \sim \mathcal{U}[0, 1]$
 indep de (Z, X, Y)

$Y \sim \frac{\sigma - \mu_{\mathcal{A}\sigma}}{1 - \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)}$

On pose $X = Z \mathbb{1}_{\{U \leq \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)\}} + Y \mathbb{1}_{\{U > \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)\}}$

$\mathbb{P}(X \neq Y) \leq \mathbb{P}(U > \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)) = 1 - \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E) = d_{TV}(\mu, \sigma)$.

Pour $f: E \rightarrow \mathbb{R}$ mes bornée

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(f(X)) &= \mathbb{E}\left(f(Z) \mathbb{1}_{\{U \leq \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)\}}\right) + \mathbb{E}\left(f(Y) \mathbb{1}_{\{U > \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)\}}\right) \\ &= \int_E f(z) \mu(dz) + \int_E f(x) \frac{\mu - \mu_{\mathcal{A}\sigma}(dx)}{1 - \mu_{\mathcal{A}\sigma}(E)} \end{aligned}$$

ie $X \sim \mu$. De la même façon $Y \sim \sigma$.

Exo: $\forall \gamma > 0$, $d_{TV}(\mu, \sigma) = \frac{1}{2\gamma} \sup_{|\varphi| \leq \gamma} |\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)|$

Prop: L'espace $\mathcal{P}(E)$ muni de d_{TV} est complet.

Preuve: Soit $(\mu_n)_{n \in \mathbb{N}}$ suite de Cauchy de $\mathcal{P}(E)$.

$\mu = \sum_{n \in \mathbb{N}} \frac{\mu_n}{2^{n+1}} \in \mathcal{P}(E)$ et $\forall n, \mu_n \ll \mu$.

Par Radon-Nikodyme, $\mu_n(d\alpha) = p_n(x) \mu(d\alpha)$ où $p_n: E \rightarrow \mathbb{R}_+$ mesurables $\int_E p_n(x) \mu(d\alpha) = 1$

$$d_{TV}(\mu_m, \mu_n) = \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu_m(\varphi) - \mu_n(\varphi)| = \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} \left| \int_E \varphi(x) (p_m(x) - p_n(x)) \mu(d\alpha) \right|$$

$$\varphi = \frac{1}{2} \text{sg}(p_m - p_n) \implies \frac{1}{2} \int |p_m(x) - p_n(x)| \mu(d\alpha) = \frac{1}{2} \|p_m - p_n\|_{L^1(\mu)}$$

$L^1(\mu)$ est complet. $(p_n)_n$ est une suite de Cauchy dans cet espace. Elle converge donc vers $p_0 \in L^1(\mu)$

On peut extraire une sous-suite qui converge p.p.
 ce qui implique que $P_\infty(x) \geq 0$ $\mu(dx)$ p.p.

Comme $\left| \int P_\infty(x) \mu(dx) - \int P_n(x) \mu(dx) \right| \leq \int |P_\infty - P_n(x)| \mu(dx) = \|P_n - P_\infty\|_{L^1(\mu)}$

$\int P_\infty(x) \mu(dx) = 1$

Soit $\mu_\infty(dx) = P_\infty(x) \mu(dx)$. $\mu_\infty \in \mathcal{P}(E)$.

$d_{TV}(\mu_\infty, \mu_n) = \frac{1}{2} \|P_\infty - P_n\|_{L^1(\mu)} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ \square

2) Condition de Doeblin et ergodicité uniforme:

def: On dit que le noyau P satisfait la condition de Doeblin si $\exists \alpha > 0, \forall x, y \in E, P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot)(E) \geq \alpha$

NB: $(\Rightarrow) d_{TV}(P(x, \cdot), P(y, \cdot)) \leq 1 - \alpha$ Impliqué par Doeblin unif
 $\exists \alpha > 0, \exists \epsilon \in \mathcal{P}(E), \forall x, y \in E, P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot)(\epsilon) \geq \alpha \cdot \mu(\epsilon)$

Thm: Sous Doeblin, P admet une unique proba invariante
 $\forall \mu \in \mathcal{P}(E) \forall n \in \mathbb{N}, d_{TV}(\mu P^n, \pi) \leq (1-\alpha)^n d_{TV}(\mu, \pi)$

Lemme: Sous Doeblin, $\forall x, y \in E |P\varphi(x) - P\varphi(y)| \leq (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)|$
 et $d_{TV}(\mu P, \sigma P) \leq (1-\alpha) d_{TV}(\mu, \sigma)$.

preuve du thm:

$\mu \in \mathcal{P}(E) \rightarrow \mu P \in \mathcal{P}(E)$ est une contraction
 d'après le lemme pour d_{TV} . Comme $\mathcal{P}(E)$ muni de d_{TV}
 est complet, il existe un unique point fixe π ie
 une unique proba invariante

$$d_{TV}(\mu P^n, \pi) = d_{TV}(\mu P^{n-1} P, \pi P^{n-1} P) \stackrel{\text{lemme}}{\leq} (1-\alpha) d_{TV}(\mu P^{n-1}, \pi P^{n-1})$$

$\leq (1-\alpha)^n d_{TV}(\mu, \pi)$ en itérant \square

Preuve du lemme:

Soit $\varphi: E \rightarrow \mathbb{R}$ mes. bornée.

$$\begin{aligned}
 |P\varphi(x) - P\varphi(y)| &= \left| \int_E \varphi(z) (P(x, dz) - P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot))(dz) - \int_E \varphi(z) (P(y, dz) - P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot))(dz) \right| \\
 &\leq \int_E |\varphi(z)| (P(x, dz) - P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot))(dz) + \int_E |\varphi(z)| (P(y, dz) - P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot))(dz) \\
 &\leq 2 \sup_{z \in E} |\varphi(z)| (1 - P(x, \cdot) \wedge P(y, \cdot))(E) \stackrel{\text{Dobner}}{\leq} 2(1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)|. \quad (*)
 \end{aligned}$$

On pose $c_\varphi = (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)| - \sup_{y \in E} P\varphi(y)$

$$P\varphi(x) + c_\varphi \leq \cancel{P\varphi(x)} + (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)| - \cancel{P\varphi(x)}$$

$$P\varphi(x) + c_\varphi \geq (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)| - \sup_{y \in E} (P\varphi(y) - P\varphi(x)) \geq - (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)| \quad (*)$$

$$\sup_{x \in E} |P\varphi(x) + c_\varphi| \leq (1-\alpha) \sup_{z \in E} |\varphi(z)|. \quad (*)$$

$$\begin{aligned}
 d_{TV}(\mu P, \sigma P) &= \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu P(\varphi) - \sigma P(\varphi)| \\
 &= \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu(P\varphi + c_\varphi) - \sigma(P\varphi + c_\varphi)| \leq \sup_{|\varphi| \leq \frac{1-\alpha}{2}} |\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)| \\
 &\stackrel{\substack{\delta = \frac{1-\alpha}{2} \\ \text{ens}}}{=} (1-\alpha) d_{TV}(\mu, \sigma) \quad \square
 \end{aligned}$$

NB: Supposons $\exists m \geq 1$ tq P^m satisfait Doeblin
 D'après le lemme, P^m admet une unique proba invariante π .
 $\pi P P^m = \pi P^m P = \pi P$
 Ainsi πP est invariante par P^m . Par unicité de
 la proba invariante $\pi P = \pi$ et π est invariante par P .
 Comme toute proba invariante par P est invariante par P^m ,
 π est l'unique proba invariante par P .

$$d_{TV}(\mu P, \sigma P) = \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu P(\varphi) - \sigma P(\varphi)| = \sup_{|\varphi| \leq 1} |\mu(P\varphi) - \sigma(P\varphi)|$$

$$\leq \sup_{|\varphi| \leq \frac{1}{2}} |\mu(\varphi) - \sigma(\varphi)| \leq d_{TV}(\mu, \sigma) \cdot 2$$

$$d_{TV}(\mu P^m, \sigma P^m) \leq (1-\alpha) \underbrace{d_{TV}(\mu, \sigma)}_{\leq 1} \underbrace{\lfloor \frac{m}{m} \rfloor}_{1}$$

en combinant lemme pour P^m et l'egalité

$$d_{TV}(\mu P^m, \pi) \leq (1-\alpha) \underbrace{\lfloor \frac{m}{m} \rfloor}_{1}$$

Pour le choix $\mu = \delta_x$, $\sup_{x \in E} d_{TV}(P^m(x, \cdot), \pi) \leq (1-\alpha) \lfloor \frac{m}{m} \rfloor$

ce qui implique $\lim_{m \rightarrow +\infty} \sup_{x \in E} d_{TV}(P^m(x, \cdot), \pi) = 0$

propriété appelée ergodicité uniforme.

Inst sous ergodicité unif on choisit $n_x = \frac{1}{\alpha} \log \frac{1}{\epsilon}$ pour que

$$\sup_{x \in E} d_{TV}(P^{n_x}(x, \cdot), \pi) \leq \frac{\epsilon}{2}$$

$$d_{TV}(P^{\mu_\alpha}(x, \cdot), P^{\mu_\alpha}(y, \cdot)) \leq d_{TV}(P^{\mu_\alpha}(x, \cdot), \pi) + d_{TV}(\pi, P^{\mu_\alpha}(y, \cdot)) \leq 1 - \alpha.$$

Donc P^{μ_α} satisfait Doeblin.

Ainsi ergodicité unif \Leftrightarrow Doeblin pour une itérée de P .

3) Algorithme de recuit simulé:

objectif: minimiser $V: E \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable

On suppose que $v_* := \inf \{ v: \lambda(\{x: V(x) \leq v\}) > 0 \} > -\infty$
en inf de V pour λ .

$$\eta_\beta(x) = e^{-\beta V(x)} \quad \text{pour } \beta \geq 0.$$

On note $B = \{ \beta \geq 0: Z_\beta := \int_E e^{-\beta V(x)} \lambda(dx) < +\infty \}$.

On suppose $B \neq \emptyset$.

$$Z_\beta = e^{-\beta v_0} \int e^{-\beta \overbrace{V(x) - v_0}^{\geq 0}} \chi(dx) \quad \text{p.p.}$$

Ainsi $B = [\beta, +\infty[$ ou $B =]\beta, +\infty[$
 avec $\beta \in \mathbb{R}_+$.

Pour $\beta \in B$, on pose $\pi_\beta(dx) = \frac{e^{-\beta V(x)} \chi(dx)}{Z_\beta}$.

Lemme $\left| \forall \varepsilon > 0, \pi_\beta(\{x: V(x) \geq v_0 + \varepsilon\}) \xrightarrow{\beta \rightarrow +\infty} 0 \right.$

Lorsque la "température" $\rightarrow 0$, π_β se concentre sur les minima de V

preuve: Soit $\beta > \beta$

$$\mathbb{P}_\beta \left(\{x: V(x) \geq v_* + \varepsilon\} \right) = \frac{\int \mathbb{1}_{\{V(x) \geq v_* + \varepsilon\}} e^{-\beta(V(x) - v_*)} \lambda(dx)}{\int e^{-\beta(V(x) - v_*)} \lambda(dx)}$$

$$\leq \frac{\int \mathbb{1}_{\{V(x) \geq v_* + \varepsilon\}} e^{-\beta(V(x) - v_*)} \lambda(dx)}{e^{-\frac{\beta \varepsilon}{2}} \lambda\left(\{x: V(x) \leq v_* + \frac{\varepsilon}{2}\}\right)}$$

$$e^{-\frac{\beta \varepsilon}{2}} \lambda\left(\{x: V(x) \leq v_* + \frac{\varepsilon}{2}\}\right)$$

$$\leq \frac{\int \mathbb{1}_{\{V(x) \geq v_* + \varepsilon\}} e^{-\frac{\beta}{2}(V(x) - v_*)} \lambda(dx)}{\lambda\left(\{x: V(x) \leq v_* + \frac{\varepsilon}{2}\}\right)}$$

> 0 par def de v_*

$$\text{Pour } \beta \geq 2(\beta + 1), \frac{\mathbb{1}_{\{V(x) \geq v_* + \varepsilon\}} e^{-\frac{\beta}{2}(V(x) - v_*)}}{\lambda\left(\{x: V(x) \leq v_* + \frac{\varepsilon}{2}\}\right)} \leq e^{-(\beta + 1)(V(x) - v_*)}$$

$$\text{Pour } \beta \geq 2(\beta + 1), \frac{\mathbb{1}_{\{V(x) \geq v_* + \varepsilon\}} e^{-\frac{\beta}{2}(V(x) - v_*)}}{\lambda\left(\{x: V(x) \leq v_* + \frac{\varepsilon}{2}\}\right)} \leq e^{-(\beta + 1)(V(x) - v_*)}$$

Par CV le numérateur $\rightarrow 0$
pour $\beta \rightarrow +\infty$

Algorithme de recuit simulé:

noyau de transition $Q(x, dy) = q(x, y) \lambda(dy)$ avec densité q symétrique ($\forall x, y \in E \quad q(x, y) = q(y, x)$)

On note P_β le noyau de Metropolis-Hastings associé à Q pour la proba cible π_β ($\beta > \beta_0$)

$$\alpha_\beta(x, y) = \begin{cases} \frac{1 \wedge \frac{q(y|x) \pi_\beta(y)}{q(x|y) \pi_\beta(x)}}{1 \vee \frac{q(y|x) \pi_\beta(y)}{q(x|y) \pi_\beta(x)}} = 1 \wedge e^{-\beta(V(y) - V(x))} & \text{si } q(x, y) > 0 \\ 1 & \text{sinon} \end{cases}$$

car la valeur du ratio lorsque $q(x, y) = 0$ est sans importance.

$$\alpha_\beta(x, y) = e^{-\beta(V(y) - V(x)) \vee 0}$$

On choisit un schéma de température $(\beta_n)_{n \in \mathbb{N}}$
 $\mathbb{P}(X_{n+1} \in A | \mathcal{F}_n) = P_{\beta_n}(X_n, A)$ avec $\beta_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} +\infty$