

Distance de variation et couplage de chaînes de Markov.

Autre manière d'étudier la vitesse de convergence d'une CM.
 Il au long de l'exposé, les CM sont irréductibles et apériodique.

1. Distance de variation (totale)

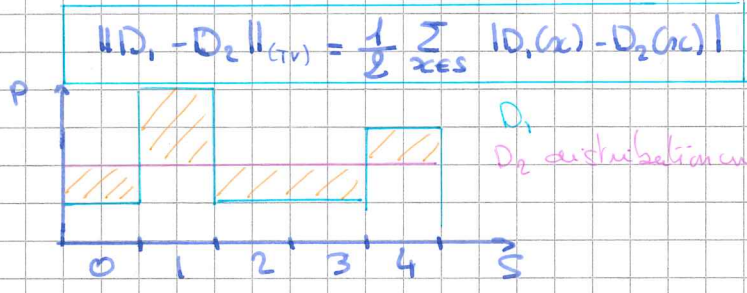
Ex: mélange de n cartes
 à chaque étape, une carte est choisie indépendamment et uniformément, puis placée en haut de la pile de cartes.
 La probabilité stationnaire est la probabilité uniforme sur tous les ordres de cartes:

$$\pi_x = \frac{1}{n!} \sum_{y \in \Omega_x} \pi_y \quad [\text{états successifs de } x \text{ de la CM}]$$

 $|\Omega_x| = n!$

Combien d'étapes faut-il pour approcher "suffisamment" la distribution uniforme?
 ↳ distance de variation.

Def: Soient D_1, D_2 deux distributions sur un espace au plus dénombrable S .
 La distance de variation (totale) de D_1 et D_2 est



$\|D_1 - D_2\| = 0,6/2 = 0,3$

Rq: $0 \leq \|D_1 - D_2\| \leq 1$ → supports disjoints
 ↳ égalité.

Lemme. définition équivalente: $\forall A \subseteq S, D_1(A) = \sum_{x \in A} D_1(x)$
 Alors $\|D_1 - D_2\| = \max_{A \subseteq S} |D_1(A) - D_2(A)|$.

Def: S^+ les états tels que $D_1(x) \geq D_2(x)$ → $\max_{A \subseteq S} D_1(A) - D_2(A) = D_1(S^+) - D_2(S^+)$
 S^- $D_1(x) < D_2(x)$ → $\max_{A \subseteq S} D_2(A) - D_1(A) = D_2(S^-) - D_1(S^-)$

$|D_1(S^+) - D_2(S^+)| = |D_2(S^-) - D_1(S^-)|$

Donc $|D_1(S^+) - D_1(S^+)| + |D_2(S^-) - D_2(S^-)| = \sum_x |D_1(x) - D_2(x)| = 2 \|D_1 - D_2\|$.

Ex: Si D_2 uniforme et D_1 uniforme parmi ceux qui ont l'as de pique au dessus
 $\|D_1 - D_2\| \geq 1 - \frac{1}{52} = \frac{51}{52}$

2. Temps de mélange

Def: Soit π la distribution stationnaire d'une CM sur un espace d'états S .
 p_x^t représente la distribution obtenue en partant de l'état x après t étapes.

$\Delta_x(t) = \|p_x^t - \pi\|$; $\Delta(t) = \max_{x \in S} \Delta_x(t)$

$\tau_x(\epsilon) = \min \{ t \mid \Delta_x(t) \leq \epsilon \}$; $\tau(\epsilon) = \max_{x \in S} \tau_x(\epsilon)$

On dit que $Z(\epsilon)$ est le temps de mélange de la ch. On trouve le temps de mélange rapidement si $Z(\epsilon)$ est polynomial en $\log(1/\epsilon)$ et en la taille du problème.

3. Couplage d'une ch.

Technique générale pour borner le temps de mélange d'une ch.

Déf: Un couplage d'une ch $(M_t)_{t \geq 0}$ sur un espace d'états S est une ch $Z_t = (X_t, Y_t)$ sur $S \times S$ telle que

$$\begin{cases} P(X_{t+1} = x' \mid Z_t = (x, y)) = P(M_{t+1} = x' \mid M_t = x) \\ P(Y_{t+1} = y' \mid Z_t = (x, y)) = P(M_{t+1} = y' \mid M_t = y) \end{cases}$$

$\Rightarrow (X_t)$ et (Y_t) se comportent exactement comme (M_t) avec la même matrice de transition. Mais (X_t) et (Y_t) ne sont pas nécessairement indépendants.

On s'intéresse aux couplages qui - mènent à ce que (X_t) et (Y_t) se rejoignent (et $X_t = Y_t$)
- une fois et état atteint, sont égaux.

Th: Soit $Z_t = (X_t, Y_t)$ un couplage d'une ch M_t sur S .
Supposons qu'il existe T tel que $\forall x, y \in S, P(X_T \neq Y_T \mid X_0 = x, Y_0 = y) \leq \epsilon$
Alors $Z(\epsilon) \leq T$.

Dém: On choisit le couplage à $Y_0 = \pi$ et $X_0 = x \in S$. Soit $A \subset S$.

$$\begin{aligned} P(X_T \in A) &\geq P(X_T = Y_T \cap Y_T \in A) \\ &\geq 1 - (P(X_T \neq Y_T \cup Y_T \notin A)) \\ &\geq 1 - P(X_T \neq Y_T) - P(Y_T \notin A) \quad [P(X_T \neq Y_T) \leq \epsilon \text{ si } Y_0 = \pi] \\ &\geq P(Y_T \in A) - \epsilon = \pi(A) - \epsilon \end{aligned}$$

De même, $P(X_T \notin A) \geq P(Y_T \notin A) - \epsilon$ et $P(X_T \in A) \leq P(Y_T \in A) + \epsilon = \pi(A) + \epsilon$

Donc $\max |P_{x,c}^+(A) - \pi(A)| \leq \epsilon$.

Ex: mélange de cartes.
essai 1: choisir j position uniformément et mettre la j^{e} carte au dessus.
Mais alors la i^{e} carte du paquet pour X_t et Y_t va être différente.
 \rightarrow ce n'est pas un couplage efficace.

essai 2: X_{t+1} : choisir une position j uniforme entre 1 et n . La valeur de cette carte est c .
 Y_{t+1} : mettre la carte de valeur c au dessus du paquet.
On obtient un couplage: c est bien choisi uniformément.

\rightarrow une fois la carte choisie et placée au dessus du paquet, cette carte garde la même position dans les deux tas.
Il suffit donc d'avoir choisi les cartes au - une fois par avoir la même distribution \rightarrow collection de coupons.

$$\hookrightarrow (1 - \frac{1}{n})^{m+n+c} \leq e^{-(m+n+c)} = \frac{e^{-c}}{n} \leftarrow \text{une carte spécifique n'a pas été choisie.}$$

\hookrightarrow proba qu'une carte n'ait jamais été choisie: $\leq \frac{e^{-c}}{n}$

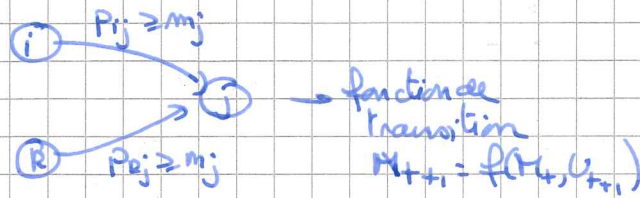
A près un nombre de pas $n \ln m + n \ln(1/\epsilon)$ on a $p \leq e^{-\epsilon n/m} = e^{-\epsilon n/m}$ (3)
 $z(\epsilon) \leq m \ln m/\epsilon \rightarrow$ mélange rapide.

4. Convergence géométrique:

Th: Soit P la matrice de transition d'une ch. finie,
 $m_j = \min_i P_{ij}$ et $m = \sum m_j$. Alors

$$\|P^n - \pi\| \leq (1-m)^n$$

Dém: $\forall j$



\rightarrow si $U_{t+1} \in [0, m] \rightarrow$ couplage.

La probabilité qu'il n'y ait pas de couplage est $(1-m)^n$.

Pd si \forall colonne \exists une entrée nulle $\rightarrow \exists T \ P_{ij}^T > 0 \ \forall i, j$ (irred, ap).

