

Corrigé du texte sur les probabilités de retour

1. Comme G est un graphe connexe, si v et w sont deux sommets de G , alors soit $v = w$, auquel cas $Q(v, w) \geq \frac{1}{2} > 0$; soit il existe un chemin $v_0 = v, v_1, \dots, v_r = w$ avec chaque $\{v_{i-1}, v_i\}$ arête de G . Dans ce cas,

$$Q^r(v, w) \geq \frac{1}{2^r} P(v_0, v_1) P(v_1, v_2) \cdots P(v_{r-1}, v_r) \geq \frac{1}{(4|E|)^r} \deg v_0 \deg v_1 \cdots \deg v_{r-1} > 0.$$

La chaîne de Markov de matrice de transition Q est donc irréductible, et comme par ailleurs $Q(v, v) > 0$ pour tout $v \in V$, elle est apériodique. Elle admet donc une unique mesure de probabilité invariante. C'est la mesure $\pi(v) = \frac{\deg v}{2|E|}$. En effet, cette quantité est bien une mesure de probabilité sur V , car par le lemme des poignées de mains,

$$\sum_{v \in V} \pi(v) = \frac{1}{2|E|} \sum_{v \in V} \deg v = \frac{2|E|}{2|E|} = 1.$$

De plus, π est réversible par rapport à P , car

$$\pi(v) P(v, w) = \frac{\deg v}{2|E|} \frac{1_{v \sim w}}{\deg v} = \frac{1_{v \sim w}}{2|E|} = \pi(w) P(w, v).$$

On en déduit que π est aussi réversible par rapport à Q :

$$\pi(v) Q(v, w) = \frac{\pi(v) P(v, w) + \pi(v) 1_{v=w}}{2} = \frac{\pi(w) P(w, v) + \pi(w) 1_{v=w}}{2} = \pi(w) Q(w, v).$$

La réversibilité implique l'invariance, donc π est bien la mesure stationnaire de la chaîne de Markov $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ de matrice Q . Par le théorème ergodique, $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ converge en loi vers π pour toute mesure initiale sur X_0 , donc, en particulier, si $X_0 = v$ presque sûrement, alors

$$Q^n(v, w) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}[X_n = w] = \pi(w).$$

2. Pour encoder le graphe G , on peut utiliser un dictionnaire dont les clés sont les sommets $v \in V$, et dont les entrées sont les ensembles de voisins, donnés sous forme de listes. On pose donc :

```
G = {(0,0) : [(0,1), (1,0)],
      (0,1) : [(0,0), (0,2), (1,1)],
      (0,2) : [(0,1), (1,2)],
      (1,0) : [(0,0), (1,1), (2,0)],
      (1,1) : [(0,1), (1,0), (1,2), (2,1)],
      (1,2) : [(0,2), (1,1), (2,2)],
      (2,0) : [(1,0), (2,1)],
      (2,1) : [(1,1), (2,0), (2,2)],
      (2,2) : [(1,2), (2,1)] }
```

```
V = G.keys()
```

```
def degr(v):
    return len(G[v])
```

La mesure invariante π et la matrice de transition Q sont données par les programmes :

```

def Q(v,w):
    if v==w:
        return float(1)/2
    else:
        if w in G[v]:
            return float(1)/(2*degr(v))
        else:
            return float(0)

def pi(v):
    return float(degr(v))/24

```

et on obtient les valeurs suivantes pour π :

$$\begin{array}{ccc}
 \frac{1}{12} & \text{---} & \frac{1}{8} & \text{---} & \frac{1}{12} \\
 | & & | & & | \\
 \frac{1}{8} & \text{---} & \frac{1}{6} & \text{---} & \frac{1}{8} \\
 | & & | & & | \\
 \frac{1}{12} & \text{---} & \frac{1}{8} & \text{---} & \frac{1}{12}
 \end{array}$$

On simule la marche aléatoire avec le programme suivant (on utilise le minimum de fonctions prédéfinies) :

```

import random
alea = random.random

def MarcheAleatoire(n,v):
    pos = v
    res = [pos]
    for i in range(0,n):
        if alea()<0.5:
            voisins = G[pos]
            k = len(voisins)
            pos = voisins[int(k*alea())]
        res.append(pos)
    return res

```

Par exemple, MarcheAleatoire(30,(0,0)) renvoie la liste :

```

[(0, 0),(0, 0),(0, 0),(0, 0),(0, 0),(1, 0),(1, 0),(1, 1),(1, 1),(1, 1),(0, 1),
(0, 1),(0, 1),(0, 0),(0, 0),(0, 0),(1, 0),(1, 0),(0, 0),(0, 1),(0, 2),(1, 2),
(2, 2),(2, 2),(2, 2),(2, 2),(2, 1),(2, 2),(2, 2),(2, 2),(1, 2)]

```

Pour vérifier la convergence en loi vers π , on a besoin d'un N -échantillon de la variable X_n , avec n suffisamment grand. On peut par exemple utiliser :

```

def MesureEmpirique(N,n,v):
    res = {}

```

```

for w in V:
    res[w] = float(0)
for i in range(0,N):
    pos = MarcheAleatoire(n,v)[n]
    res[pos] += float(1)/N
return res

```

Avec $v = (0, 0)$, $n = 1000$ et $N = 10000$, on obtient

```

{(0, 0): 0.079800000000000126,
 (0, 1): 0.12820000000000022,
 (0, 2): 0.084200000000000138,
 (1, 0): 0.12730000000000023,
 (1, 1): 0.16809999999999978,
 (1, 2): 0.120000000000000241,
 (2, 0): 0.082500000000000134,
 (2, 1): 0.124100000000000253,
 (2, 2): 0.085800000000000143}

```

avec des valeurs très proches de $\frac{1}{6} = 0.16666$ pour le centre du carré, $\frac{1}{8} = 0.125$ pour les milieux des côtés du carré, et $\frac{1}{12} = 0.083333$ pour les coins du carré.

3. Fixons S et $x \in (0, 1]$. Si $w \in f(S, x)$, alors par définition $x \pi(w) \leq \sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w)$. Supposons par l'absurde que w n'est pas dans

$$S_+ = S \cup \{\text{voisins d'éléments de } S\}.$$

Alors, $Q(v, w) = 0$ pour tout $v \in S$, donc le terme de droite de l'inégalité précédente vaut 0. C'est impossible, car $x \pi(w) > 0$. Donc, $f(S, x) \subset S_+$.

4. On vérifie d'abord que les états \emptyset et V sont absorbants.

- Pour l'état vide, on a pour tout $x \in (0, 1]$ $f(\emptyset, x) \subset \emptyset_+ = \emptyset$, donc $f(\emptyset, x) = \emptyset$ pour tout $x \in (0, 1]$. Ainsi, si $S_n = \emptyset$, alors $S_{n+1} = \emptyset$ presque sûrement, ce qui implique que \emptyset est absorbant.
- Pour l'état plein, on a $\sum_{v \in V} \pi(v) Q(v, w) = (\pi Q)(w) = \pi(w) \geq x \pi(w)$ pour tout $x \in [0, 1]$ et tout $w \in V$, donc $f(V, x) = V$ pour tout $x \in [0, 1]$. Ceci implique comme précédemment que V est absorbant.

En particulier, ces deux états sont récurrents. Montrons maintenant que tout état $S \neq \emptyset$ est connecté par la chaîne des ensembles évoluant à la partie pleine V . Il suffit de montrer que si $S \neq \emptyset$, alors il y a une probabilité de transition positive de S vers l'ensemble S_+ défini à la question précédente. Comme G est un graphe connexe, ceci impliquera qu'avec une probabilité positive, on peut en un nombre fini d'étapes recouvrir tout V en suivant la chaîne des ensembles évoluant issue de S . Nous allons montrer que si x est assez petit et $w \in S_+$, alors $\sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) \geq x \pi(w)$. Comme S_+ est un ensemble fini, on pourra alors choisir un $\varepsilon > 0$ commun à tous les $w \in S_+$ et tel que $w \in f(S, x)$ pour tout $x \in (0, \varepsilon)$ et tout $w \in S_+$. Combiné au résultat de la question précédente, ceci impliquera $f(S, x) = S_+$ pour tout $x \in (0, \varepsilon)$.

Si $w \in S$, alors $\sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) \geq \pi(w) Q(w, w) = \frac{\pi(w)}{2}$, donc il suffit de prendre $x \leq \frac{1}{2}$. Supposons maintenant $w \in S_+ \setminus S$; on choisit $v_0 \in S$ tel que v_0 et w soit voisins. On a alors

$$\sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) = \sum_{v \in S} \pi(v) \frac{P(v, w)}{2} \geq \frac{\pi(v_0) P(v_0, w)}{2} = \frac{\pi(w) P(w, v_0)}{2} \geq \frac{\pi(w)}{2 \deg G},$$


```

while not (len(pos) in [0,9]):
    pos = f(pos,alea())
return pos

```

Avec $S = [(1, 1), (1, 0), (0, 1)]$ qui a mesure $\pi(S) = \frac{5}{12} = 0.41666$, on obtient sur $N = 1000$ essais 418 fois l'ensemble plein, ce qui confirme empiriquement le résultat annoncé dans le texte pour la distribution de S_∞ .

6. Pour toute partie S et tout w , on a

$$0 \leq \frac{\sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w)}{\pi(w)} \leq \frac{\sum_{v \in V} \pi(v) Q(v, w)}{\pi(w)} = \frac{(\pi Q)(w)}{\pi(w)} = \frac{\pi(w)}{\pi(w)} = 1$$

car π est Q -invariante.

7. Avec probabilité 1, S_n n'est plus dans $\mathfrak{P}(V) \setminus \{\emptyset, V\}$ pour n assez grand, car c'est un ensemble fini d'états transients. Or, les autres états sont absorbants, donc dès que S_n quitte cet ensemble, il devient constant à $S_\infty \in \{\emptyset, V\}$. Pour déterminer la loi de la variable S_∞ , notons que comme $\pi(S_n) = M_n$ est une martingale bornée, elle converge p.s. et sa valeur limite $M_\infty = \pi(S_\infty)$ a la même espérance que toutes les variables M_n . Ainsi,

$$\mathbb{P}[S_\infty = V] = \mathbb{E}[\pi(S_\infty)] = \mathbb{E}[M_\infty] = \mathbb{E}[M_0] = \pi(S_0).$$

8. Comme $L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$ est un espace de Hilbert, toute forme linéaire continue ϕ sur cet espace s'écrit de manière unique $\phi(Y) = \mathbb{E}[TY]$ avec $T \in L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$. C'est en particulier vrai pour $\phi(Y) = \mathbb{E}[XY]$, qui est linéaire continue puisque $|\phi(Y)| \leq \|X\|_{L^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})} \|Y\|_{L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})}$. Si T est la fonction \mathcal{G} -mesurable de carré intégrable associée à cette forme ϕ , alors par définition de l'espérance conditionnelle, pour toute variable Y qui est \mathcal{G} -mesurable bornée, on a

$$\mathbb{E}[TY] = \mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] Y].$$

En prenant $Y = \text{sgn}(T - \mathbb{E}[X | \mathcal{G}])$, on en déduit que $\mathbb{E}[|T - \mathbb{E}[X | \mathcal{G}]|] = 0$, et donc que $\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] = T$ est de carré intégrable. Alors, l'identité

$$\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}] Y]$$

valable pour toute Y variable \mathcal{G} -mesurable bornée s'étend par densité à toutes les variables $Y \in L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$. Cette identité caractérise la projection orthogonale de $L^2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ vers $L^2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$.

On calcule maintenant

$$\begin{aligned} \text{var}(\mathbb{E}[X | \mathcal{G}]) &= \mathbb{E}[(\mathbb{E}[X | \mathcal{G}])^2] - (\mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}]])^2 \\ &\leq \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 = \text{var}(X) \end{aligned}$$

puisque la projection orthogonale sur un sous-espace réduit les distances, et puisque $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X | \mathcal{G}]] = \mathbb{E}[X]$.

9. Pour la première identité à établir, on écrit :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_S \left[\pi(S_1) \mid U_0 \leq \frac{1}{2} \right] &= \sum_{w \in V} \pi(w) \mathbb{E}_S \left[1_{(w \in S_1)} \mid U_0 \leq \frac{1}{2} \right] \\ &= \sum_{w \in S} \pi(w) + \sum_{w \notin S} \left(2 \sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) \right) = \pi(S) + 2 \sum_{\substack{v \in S \\ w \notin S}} \pi(v) Q(v, w).\end{aligned}$$

En effet, $w \in S_1$ si et seulement si $\sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) \geq U_0 \pi(w)$, et on s'est ramené aux identités précédant dans le texte celles que l'on souhaite établir. Pour la seconde identité, on a de même :

$$\begin{aligned}\mathbb{E}_S \left[\pi(S_1) \mid U_0 \geq \frac{1}{2} \right] &= \sum_{w \in V} \pi(w) \mathbb{E}_S \left[1_{(w \in S_1)} \mid U_0 \geq \frac{1}{2} \right] \\ &= \sum_{w \in S} \left(2 \sum_{v \in S} \pi(v) Q(v, w) - \pi(w) \right) = 2 \sum_{v, w \in S} \pi(v) Q(v, w) - \pi(S).\end{aligned}$$

On transforme la dernière quantité en rajoutant et en élevant la somme sur $w \notin S$:

$$\begin{aligned}2 \sum_{v, w \in S} \pi(v) Q(v, w) - \pi(S) &= 2 \sum_{v \in S} \pi(v) - 2 \sum_{\substack{v \in S \\ w \notin S}} \pi(v) Q(v, w) - \pi(S) \\ &= \pi(S) - 2 \sum_{\substack{v \in S \\ w \notin S}} \pi(v) Q(v, w).\end{aligned}$$

10. Comme $M_{n+1} = \pi(f(S_n, U_n))$, il suffit de montrer que $\pi(f(S, x)) \leq (1 + \deg G)\pi(S)$ si $x \in (0, 1]$, et par la propriété $f(S, x) \subset S_+$, il suffit d'évaluer $\pi(S_+)$. On a

$$\pi(S_+) = \pi(S) + \sum_{\substack{w \notin S \\ w \sim v \text{ avec } v \in S}} \pi(w) \leq \pi(S) + \sum_{v \in S} \sum_{w \sim v} \pi(w).$$

Si $w \sim v$, alors $P(w, v) = \frac{1}{\deg w}$ et $(\deg G) P(w, v) \geq 1$. Ainsi,

$$\begin{aligned}\pi(S_+) &\leq \pi(S) + (\deg G) \sum_{v \in S} \sum_{w \sim v} \pi(w) P(w, v) \\ &= \pi(S) + (\deg G) \sum_{v \in S} \sum_{w \sim v} \pi(v) P(v, w) = (1 + \deg G)\pi(S)\end{aligned}$$

en utilisant la réversibilité de π par rapport à P .

11. Le programme suivant simule la variable τ_v :

```
def tau(v):
    pos = [v]
    count = 0
    while not len(pos) in [0, 9]:
        pos = f(pos, alea())
        count += 1
    return count
```

Sur 100000 essais, la distribution de $\tau_{(1,1)}$ est la suivante :

{1: 50096,
2: 24883,
3: 12471,
4: 6307,
5: 3132,
6: 1544,
7: 809,
8: 384,
9: 178,
10: 100,
11: 48,
12: 29,
13: 13,
14: 4,
15: 2}

On semble ici très proche d'une distribution géométrique de paramètre $1/2$.

- De façon générale, pour une chaîne de Markov irréductible apériodique sur un ensemble fini, on sait que la convergence vers la loi stationnaire se fait exponentiellement vite : il existe $\lambda < 1$ et une constante K dépendant de l'espace telle que $|Q^n(v, v) - \pi(v)| \leq K \lambda^n$. L'inégalité du texte n'est donc pas du tout optimale en n pour un graphe G fixé, mais son intérêt est quelle est valide avec une constante explicite, et qui est commune à tous les graphes si l'on se restreint aux graphes de degré maximal borné par une constante D .