

Qi Sun et Victor Quach





T1

• Soit $k \in \mathcal{E}^{bin} = \{0, \dots, M\}.$ Compte-tenu, de la définition de F^{bin} , on a pour k < M:

$$P^{bin}(k, k+1) = p\frac{M-k}{M}$$

Notons que le membre de droite est nul pour k = M.

De même, pour k > 0:

$$P^{bin}(k,k-1) = (1-p)\frac{k}{M}$$

Le membre de droite est nul pour k = 0.

Il vient donc, pour
$$k \in \mathcal{E}^{bin}$$
,
$$P^{bin}(k,k) = 1 - p + \frac{2kp}{M} + \frac{k}{M}$$

Enfin, pour $x, y \in \mathcal{E}^{bin}$, si |x - y| > 1,

$$P^{bin}(x,y) = 0$$

• Soit $x, y \in \mathcal{E}^{bin}$. En utilisant que $\pi^{bin}(x) = \binom{M}{x} p^x (1-p)^{M-x}$, il vient dans les différents cas : — Si (x,y) = (k, k+1)

$$\pi^{bin}(k)P(k,k+1) = \binom{M}{k}p^k(1-p)^{M-k}p\frac{M-k}{M}$$

$$= \frac{M-k}{M}\binom{M}{M-k}p^{k+1}(1-p)^{M-k-1}(1-p)$$

$$= \binom{M-1}{M-k-1}p^{k+1}(1-p)^{M-k-1}(1-p)$$

$$= \binom{M-1}{k}p^{k+1}(1-p)^{M-k-1}(1-p)$$

$$= \frac{k+1}{M}\binom{M}{k+1}p^{k+1}(1-p)^{M-k-1}(1-p)$$

$$= \pi^{bin}(k+1)P(k+1,k)$$

- Si (x,y) = (k,k), L'équation est trivialement vérifiée
- Sinon, les deux memmbres sont nuls.

Finalement, pour tout $x, y \in \mathcal{E}^{bin}$

$$\pi^{bin}(x)P(x,y) = \pi^{bin}(y)P(y,x)$$



• Soit X une variable aléatoire de loi π^{bin} . Alors, pour $x \in \mathcal{E}$,

$$\begin{split} \mathbb{P}(F^{bin}(X) = x) &= \sum_{y \in \mathcal{E}} \pi^{bin}(y) P^{bin}(y, x) = \sum_{y \in \mathcal{E}} \pi^{bin}(x) P^{bin}(x, y) \\ &= \pi^{bin}(x) P \sum_{y \in \mathcal{E}} {}^{bin}(x, y) = \pi^{bin}(x) \\ &= \mathbb{P}(X = x) \end{split}$$

De cela, on déduit que π^{bin} est invariante pour F^{bin} .

T2

Il s'agit de calculer :

$$\mathbb{P}(A_1) = \mathbb{P}(\{F_{0,n_0k}(X) = F_{0,n_0k}(Y)\})$$

$$= \sum_{x,y} \mathbb{P}(F_{0,n_0k}(x) = F_{0,n_0k}(y))\mathbb{P}(X = x, Y = y)$$

Or, on a supposé que :

$$\inf_{x,y} \mathbb{P}(F_{0,n_0k}(x) = F_{0,n_0k}(y)) \ge \varepsilon > 0$$

D'où:

$$\mathbb{P}(A_1) \ge \sum_{x,y} \varepsilon \mathbb{P}(X = x, Y = y) \ge \varepsilon \sum_{x,y} \mathbb{P}(X = x, Y = y) \ge \varepsilon$$

Ainsi,

$$\mathbb{P}(A_1) \geq \varepsilon$$

Montrons par récurrence sur l que :

$$\mathbb{P}(S > l) = \mathbb{P}(A_1^c, A_2^c, ..., A_l^c) \le (1 - \varepsilon)^l.$$

Le résultat au rang 1 se déduit du point précédent. Soit $l \ge 1$, supposons le résultat au rang l. Alors

$$\mathbb{P}(S > l+1) = \mathbb{P}(A_1^c, A_2^c, ..., A_l^c, A_{l+1}^c)
= \sum_{x,y} \mathbb{P}(F_{0,n_0}(x) \neq F_{0,n_0}(y), ..., F_{0,n_0(l+1)}(x) \neq F_{0,n_0(l+1)}(y)) \mathbb{P}(X = x, Y = y)
= \sum_{x,y} \mathbb{P}(F_{n_0l,n_0(l+1)}(F_{0,n_0l}(x)) \neq F_{n_0l,n_0(l+1)}(F_{0,n_0l}(y)))
\times \mathbb{P}(F_{0,n_0}(x) \neq F_{0,n_0}(y), ..., F_{0,n_0l}(x) \neq F_{0,n_0l}(y)) \mathbb{P}(X = x, Y = y)
\leq (1 - \varepsilon) \mathbb{P}(S > l)
< (1 - \varepsilon)^{(l+1)}$$

D'où le résultat par récurrence. On en déduit :

$$\mathbb{E}[S] = \sum_{l \ge 0} \mathbb{P}(S > l) \le \sum_{l \ge 0} (1 - \varepsilon)^l$$

Finalement:



$$\mathbb{E}[S] \le \frac{1}{\varepsilon}$$

D'une part, $(\mathbb{P}(F_{0,n}(X) = F_{0,n}(Y)))_n \in \mathbb{N}$ est une suite croissante sur n. D'autre part, pour tout $n \geq 1$, $\mathbb{P}(F_{0,nn_0}(X) = F_{0,nn_0}(Y)) \geq \mathbb{P}(S \leq n)$. Ainsi,

$$1 - (1 - \varepsilon)^n \le \mathbb{P}(F_{0,nn_0}(X) = F_{0,nn_0}(Y)) \le 1$$

D'après le théorème d'encadrement et la monotonie de la suite, il vient :

$$\lim_{n \to +\infty} \mathbb{P}(F_{0,n}(X) = F_{0,n}(Y)) = 1$$

T3

Supposons que π et ν sont deux probabilités invariantes. Alors pour tout $n \geq 0$, $F_{0,n}(X)$ suit la même loi que X, ainsi que Y. Soit φ une fonction continue bornée,

$$\mathbb{E}(\varphi(X-Y)) = \mathbb{E}(\varphi(F_{0,n}(X) - F_{0,n}(Y)))$$

 $\varphi(F_{0,n}(X) - F_{0,n}(Y))$ converge en probabilité(d'après la question T2), donc en loi vers 0. D'où :

$$\mathbb{E}(\varphi(X-Y)) = \lim_{n \to +\infty} \mathbb{E}(\varphi(F_{0,n}(X) - F_{0,n}(Y))) = 0$$

Donc X et Y suivent la même loi, i.e. $\pi = \nu$. Ainsi, il existe au plus une probabilité invariante.

T4

Soient $x, y \in \mathcal{E}$.

On peut montrer par récurrence (de même que dans la question T2.) que :

$$\forall l \ge 0, \quad \mathbb{P}(T_{+}^{x,y} > n_0 l) = \mathbb{P}(F_{0,n_0 l}(x) \ne F_{0,n_0 l}(y)) \le (1 - \varepsilon)^l$$

Par ailleurs, $(P(T_+^{x,y} > n)_{n \in \mathbb{N}}$ est une suite décroissante, d'où :

$$\forall l, \forall n, \quad n_0 l \le n \le n_0 (l+1) \Rightarrow \mathbb{P}(T_+^{x,y} > n) \le (1-\varepsilon)^l$$

D'où:

$$\mathbb{E}[T_{+}^{x,y}] = \sum_{n \ge 0} \mathbb{P}(T_{+}^{x,y} > n) \le \sum_{n \ge 0} (1 - \varepsilon)^{\left\lfloor \frac{n}{n_0} \right\rfloor} = \frac{n_0}{\varepsilon}$$

Les variables aléatoires $T_+^{x,y}$ étant positives, on a :

$$T_{+} = \max_{x,y} T_{+}^{x,y} \le \sum_{x,y} T_{+}^{x,y}$$



D'ou l'on déduit que :

$$\mathbb{E}[T_{+}] \leq \mathbb{E}\left[\sum_{x,y} T_{+}^{x,y}\right]$$

$$\leq \sum_{x,y} \mathbb{E}[T_{+}^{x,y}]$$

$$\leq \binom{\#\mathcal{E}}{2} \frac{n_{0}}{\varepsilon}$$

Ainsi, $\mathcal{E}[T_+]$ est fini et borné par $\binom{\#\mathcal{E}}{2} \frac{n_0}{\epsilon}$.

T5

Montrons par récurrence que $F_{0,n}(x) \sim F_{-n,0}(x)$ pour tout $x \in \mathcal{E}$ et $n \in \mathbb{N}$: Soit $x \in \mathcal{E}$, n = 0, on a directement:

$$F_{0.0}(x) = F_{-0.0}(x)$$

Soit $n \geq 0$, supposons le résultat au rang n, alors soient $x, y \in \mathcal{E}$,

$$\begin{split} \mathbb{P}(F_{-(n+1),0}(x) = y) &= \mathbb{P}(F_0 \circ F_{-(n+1),-1}(x) = y) \\ &= \sum_{z \in \mathcal{E}} \mathbb{P}(F_0(z) = y) \mathbb{P}(F_{-(n+1),-1}(x) = z) \\ &= \sum_{z \in \mathcal{E}} \mathbb{P}(F_{n+1}(z) = y) \mathbb{P}(F_{0,n}(x) = z) \qquad \text{(d'après H.R.)} \\ &= \mathbb{P}(F_{n+1} \circ F_{0,n}(x) = y) \\ &= \mathbb{P}(F_{0,n+1}(x) = y) \end{split}$$

Ainsi, $F_{-(n+1),0}(x) \sim F_{0,n+1}(x)$. D'où le résultat par récurrence sur n.

Soit $n \in \mathbb{N}$,

$$\mathbb{P}(T_{+} \leq n) = \sum_{z \in \mathcal{E}} \prod_{x \in \mathcal{E}} \mathbb{P}(F_{n,0}(x) = z)$$
$$= \sum_{z \in \mathcal{E}} \prod_{x \in \mathcal{E}} \mathbb{P}(F_{0,-n}(x) = z)$$
$$= \mathbb{P}(T_{-} \leq n)$$

 T_+ et T_- ont donc la même fonction de répartition. Ainsi, $T_+ \sim T_-$.

Soient $x \in \mathcal{E}$ et $n \geq T_{-}$,

$$\underline{F_{-n,0}(x)} = F_{-T_{-},0}(F_{-n,-T_{-}}(x)) = \underline{F_{-T_{-},0}(x)}$$



Supposons que X^* suit la loi ν , alors soit $x \in \mathcal{E}$:

$$\begin{split} \mathbb{P}(F_{-(T_{-}+1),0}(x_{0}) = x) &= \mathbb{P}(F_{0}(F_{-T_{-},0}(x_{0})) = x) \\ &= \sum_{y \in \mathcal{E}} \mathbb{P}(F_{-T_{-},0}(x_{0}) = y) \mathbb{P}(F_{0}(y) = x) \\ &= \sum_{y \in \mathcal{E}} \nu(y) \mathbb{P}(F_{0}(y) = x) \end{split}$$

Or, $\mathbb{P}(F_{-(T_-+1),0}(x_0)=x)=\mathbb{P}(F_{-T_-,0}(x_0)=x)=\nu(x)$ d'après le point précédent. ν est donc une loi invariante. D'après l'unicité de probabilité invariante montrée dans la question T3, on a :

$$X^* \sim \pi$$

T6

Il s'agit de montrer que F^{bin} est croissante sur $(\mathcal{E}^{bin}, \leq)$.

Soit $x, y \in \mathcal{E}^{bin}$, avec $x \leq y$. Si x = y, le résultat est assuré. Supposons x < y. On distingue les cas selon les valeurs de K et U.

• Si
$$U > p$$

— Si $x < y < K$, $F^{bin}(x) = x < y = F^{bin}(y)$
— Si $x < K \le y$, $F^{bin}(x) = x \le y - 1 = F^{bin}(y)$
— Si $K \le x < y$, $F^{bin}(x) = x - 1 < y - 1 = F^{bin}(y)$

• Sinon, $U \leq p$.

$$\begin{array}{l} -- \text{ Si } x < y < K, \ F^{bin}(x) = x + 1 < y + 1 = F^{bin}(y) \\ -- \text{ Si } x < K \leq y, \ F^{bin}(x) = x + 1 \leq y = F^{bin}(y) \\ -- \text{ Si } K \leq x < y, \ F^{bin}(x) = x < y = F^{bin}(y) \end{array}$$

Finalement,

 F^{bin} est croissante sur $(\mathcal{E}^{bin}, \leq)$.