

## Corrigé de l'examen de probabilités 2e session, USTC 2022

- I 1) Par indépendance des  $X_{i,n}$ , on a, pour tout  $i \geq 0$ , tout  $U \in E$  et toute famille  $y_0, \dots, y_i$  d'éléments de  $E$ ,  $P(Y_{i+1} = U | Y_0 = y_0, \dots, Y_i = y_i) = P(Y_{i+1} = U | Y_i = y_i) = P(\forall n, Y_i(X_{i,n}) = U(n))$ .
- 2)  $P(Y_{n+1} = Y_n) > P(\forall k, X_{k,n} = k) > 0$ . Cela implique que  $P(Y_1 = Y_0) > 0$  donc la période est 1, c'est-à-dire que la chaîne est apériodique.
- 3) La suite de tribus  $(F_n)$  est croissante donc c'est une filtration. Par indépendance des  $X_{i,n}$  par rapport à la tribu  $F_n$ , on a

$$E(M_{n+1} | F_n) = \sum_i E(Y_{n+1}(i) | F_n) = \sum_i E(Y_n(X_{i,n})) | F_n = \sum_i \frac{1}{N} \sum_k E(Y_n(k))$$

En inversant l'ordre de sommation, on trouve

$$E(M_{n+1} | F_n) = \sum_k E(Y_n(k)) \sum_i \frac{1}{N} = \sum_k E(Y_n(k)) = M_n$$

- 4)  $(M_n)$  est une martingale bornée donc elle converge p.s.
- 5) Comme les  $M_n$  prennent des valeurs entières, la martingale ne peut converger que si elle est stationnaire à partir d'un certain rang. Or il est facile de voir que pour tout  $n$  et tout  $m \notin \{0, N\}$   $P(Y_{n+1} \neq m | Y_n = m) > 0$ . Par conséquent,  $P(M_\infty = m) = 0$  si  $m \notin \{0, N\}$ . Comme  $(M_n)$  est bornée, par convergence dominée  $E(M_\infty) = E(M_0) = NP(M_\infty = N)$ . Donc  $P(M_\infty = N) = E(M_0)/N = 1 - P(M_\infty = 0)$ .
- 6) P.s, à partir d'un certain rang,  $M_n$  vaut 0 ou  $N$ . Or  $M_n$  vaut 0 si et seulement si pour tout  $i$ ,  $Y_n(i) = 0$  et  $M_n$  vaut  $N$  si et seulement si pour tout  $i$ ,  $Y_n(i) = 1$ . Donc les 2 fonctions constantes sont récurrentes et les autres états sont transitoires.

- II 1) Mêmes arguments que I 1)  
2) Mêmes arguments que I 3)

- III 1) On voit facilement que pour tous  $i, j$ ,  $Q_{|j-i|}(i, j) > 1/10^{|j-i|}$  donc la chaîne est irréductible. De plus en considérant le chemin  $i, i-1, \dots, 1, 0, 1, \dots, j$ , on voit que  $Q_{i+j}(i, j) > 0$  et en considérant le chemin  $i, i-1, \dots, 1, 0, 0, 1, \dots, j$ , on voit que  $Q_{i+j+1}(i, j) > 0$  donc la chaîne est apériodique.
- 2) Fixons  $Z_0$ . Soit  $(U_i)$  des variables iid avec

$$P(U_i = -1) = 9/10 = 1 - P(U_i = 1)$$

Posons  $Z'_n = Z_0 + U_1 + \dots + U_n$   $T = \inf\{n, Z_n = 0\}$  et  $T' = \inf\{n, Z'_n = 0\}$ . Alors  $(Z_n, n \leq T)$  et  $(Z'_n, n \leq T')$  ont même loi. Or par la loi des grands nombres,  $T'$  est fini p.s donc  $T$  est fini p.s. On en déduit que 0 est récurrent pour  $(Z_n)$  et

comme  $(Z_n)$  est irréductible, elle est récurrente.

On doit avoir

$$\mu(0) = (9/10)\mu(1) + (1/10)\mu(0)$$

et pour  $n \geq 1$

$$\mu(n) = (9/10)\mu(n+1) + (1/10)\mu(n-1)$$

Ce qui se résoud facilement en  $\mu(n) = 8/9^{n+1}$ .

3) La martingale  $(M_n)$  est bornée donc converge p.s. Elle prend ses valeurs dans l'ensemble

$$G = \left\{ \sum_k \frac{8e_k}{9^{k+1}}, e_k \in S \right\},$$

où  $S$  est l'ensemble des suites à valeurs dans  $\{0, 1\}$  qui ne prennent la valeur 1 qu'un nombre fini de fois. Les seules limites possibles sont dans l'adhérence  $\bar{G} = G \cup \{1\}$ . De plus, la connaissance de  $M_n$  détermine  $Y_n$  : si  $M_n = \sum_k \frac{8e_k}{9^{k+1}}$ , alors pour tout  $k$ ,  $Y_n(k) = e_k$

Si la limite de  $M_n$  est dans  $G$ , comme tous les points de  $G$  sont isolés, cela implique qu'à partir d'un certain rang,  $M_n$  est stationnaire. Cela implique que  $Y_n$  est aussi stationnaire et donc l'événement  $E_k$  est réalisé pour tout  $k$ .

Si la limite est 1, alors pour tout  $m$ , à partir d'un certain rang,

$$M_n > 1 - \sum_{k \geq m} \frac{8e_k}{9^{k+1}}$$

Cela implique qu'à partir d'un certain rang,  $Y_n(m) = 1$  et ainsi l'événement  $E_m$  est réalisé.

4) Comme en I 5), on peut voir que pour tout  $n$ , si  $Y_n$  n'est pas la fonction constante égale à 0, alors  $P(Y_{n+1} \neq Y_n) > 0$ . On en déduit que  $P(\lim M_n \in G \setminus \{0\}) = 0$ . Donc p.s.  $\lim M_n \in \{0, 1\}$ . Le cas  $\lim M_n = 0$  correspond à  $E$  et le cas  $\lim M_n = 1$  correspond à  $E'$ .

Finalement, par convergence dominée, comme en I 5),

$$P(E') = P(\lim M_n = 1) = M_0 = \mu(0) = 8/9$$

5\*) Si on remplace 9/10, 1/10 par  $p, 1-p$  avec  $1/2 < p < 1$ , l'ensemble  $G$  devient

$$\left\{ \sum_k \frac{pe_k}{1-p} \left( \frac{1-p}{p} \right)^{k+1}, \forall k, e_k \in S \right\}$$

On vérifie facilement que les arguments utilisés en III 3 et III 4 restent valables, sauf le fait que la connaissance de  $M_n$  détermine  $Y_n$ , ce qui reste cependant vrai si  $p$  est transcendant ou si  $p > 2/3$ . Par des arguments de monotonie, on peut montrer que les résultats de III 4 se généralisent.