

Soit une suite de variables indépendantes  $(U_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  suivant chacune une loi uniforme  $\mathcal{U}([0; 1])$ . Pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on pose  $M_n = \max(U_1, \dots, U_n)$ .

- Démontrer que  $M_n \xrightarrow{\mathcal{P}} 1$ .

Soit  $M_n = \max(U_1, \dots, U_n)$ . Pour tout  $i$ ,  $U_i \leq 1$  donc  $M_n \leq 1$ . Soit  $\varepsilon > 0$ . On cherche la limite de

$$P(|M_n - 1| < \varepsilon) = P(1 - M_n < \varepsilon) = P(M_n > 1 - \varepsilon)$$

Or la fonction de répartition de  $M_n$  est définie pour tout réel  $t$  par

$$\begin{aligned} F_n(t) &= P(\Pi_n \leq t) = P\left(\bigcap_{i=1}^n (U_i \leq t)\right) \\ &= \prod_{i=1}^n P(U_i \leq t) \text{ par indépendance} \\ &= P(U_1 \leq t)^n \text{ car les variables sont identiquement distribuées} \\ &= \begin{cases} 0 & \text{si } t < 0 \\ t^n & \text{si } t \in [0; 1] \\ 1 & \text{si } t > 1 \end{cases} \end{aligned}$$

Donc

$$\begin{aligned} P(M_n > 1 - \varepsilon) &= 1 - P(M_n \leq 1 - \varepsilon) \\ &= 1 - (1 - \varepsilon)^n \\ &\xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 1 \end{aligned}$$

ce qui achève la démonstration de la convergence en probabilité de la suite  $(M_n)$  vers 1.

- En déduire que  $M_n \xrightarrow{\text{P.s.}} 1$  et  $M_n \xrightarrow{\text{en loi}} 1$ .

On remarque que pour tout  $\omega \in \Omega$ , la suite  $(M_n(\omega))$  est une suite réelle croissante. Cette suite est également majorée par 1 puisque chaque variable  $U_i$  est majorée par 1. La suite  $(M_n(\omega))$  est donc une suite convergente, notons  $L(\omega)$  sa suite. Il existe donc une variable aléatoire  $L$  telle que la suite  $(M_n)$  converge vers  $L$  presque sûrement. Or on sait que la convergence presque sûre implique la convergence en probabilité. Et d'après la question précédente, la suite  $(M_n)$  converge en probabilité vers la variable aléatoire constante 1. Par unicité de la limite, on déduit que pour tout  $\omega \in \Omega$ ,  $L(\omega) = 1$ .

On a donc montré que  $M_n \xrightarrow{\text{P.s.}} 1$ , ce qui implique directement par théorème du cours que  $M_n \xrightarrow{\text{en loi}} 1$ .

- Pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , on pose  $Y_n = n(1 - M_n)$ . Démontrer que la suite  $(Y_n)$  converge en loi vers une loi exponentielle dont on précisera le paramètre.

On cherche à étudier la convergence de la fonction de répartition  $F_{Y_n}$  de  $Y_n$ . Soit  $t \in \mathbb{R}$ . On constate que

$$Y_n \leq t \iff M_n \geq 1 - \frac{t}{n}$$

Si  $t \leq 0$  alors  $P(Y_n \leq t) = P(M_n \geq 1 - \frac{t}{n}) = 0$  car  $M_n \leq 1$ .

Si  $t \in [0; n]$  alors  $P(Y_n \leq t) = 1 - (1 - \frac{t}{n})^n$  d'après la question précédente.

Si  $t > n$  alors  $P(Y_n \leq t) = 1$  car  $M_n \geq 0$ .

Or  $\lim_{n \rightarrow +\infty} (1 - \frac{t}{n})^n = e^{-t}$ .

Donc :

— si  $t < 0$ ,  $F_{Y_n}(t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$ ;

— si  $t \geq 0$ ,  $F_{Y_n}(t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 1 - e^{-t}$ .

On en déduit que la suite de fonctions  $(F_{Y_n})$  converge simplement vers la fonction de répartition d'une loi exponentielle de paramètre 1.

Cela prouve la convergence en loi de la suite  $(Y_n)$  vers une loi exponentielle de paramètre 1.