

## Problème Loi de Gumbel

19. Comme  $V$  est à valeur dans  $\mathbb{R}_*^+$ ,  $W$  est bien définie et à valeurs dans  $\mathbb{R}$ .

Soit  $x \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} F_W(x) &= P(W \leq x) = P(-\ln V \leq x) \\ &= P(V \geq e^{-x}) \quad \text{car exp. est strict. croiss.} \\ &= 1 - P(V \leq e^{-x}) \quad V \text{ à densité} \\ &= 1 - (1 - e^{-e^{-x}}) \quad \text{car } e^{-x} > 0 \end{aligned}$$

$$F_W(x) = e^{-e^{-x}}$$

La fonction de répartition de  $W$  est de classe  $C^1$  sur  $\mathbb{R}$ ,  $W$  est une variable à densité. Une densité est obtenue par dérivation.

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f_W(x) = e^{-x} \cdot e^{e^{-x}}$$

20. Soit  $x \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} F_{Y_n}(x) &= P(Y_n \leq x) \\ &= P([X_1 \leq x] \cap \dots \cap [X_n \leq x]) \quad \text{indépendance} \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x) \\ &= F(X_1 \leq x)^n \quad \text{même loi} \\ &= F_x(x)^n \end{aligned}$$

Par produit,  $F_{Y_n}$  est  $C^1$  sur  $\mathbb{R}^*$  et continue sur  $\mathbb{R}$ .  
 $Y_n$  est une variable à densité et une densité est

$$\forall x \in \mathbb{R}. f_{Y_n}(x) = n f_X(x) F_X(x)^{n-1}.$$

21. On a d'après ce qui précède

$$\int_0^{+\infty} (1 - F_{Y_n}(t)) dt = \int_0^{+\infty} (1 - (1 - e^{-t})^n) dt.$$

Comme l'intégrande est continue sur  $[0; +\infty[$ , on a une intégrale généralisée en  $+\infty$ . De plus,

$$1 - (1 - e^{-t})^n \underset{t \rightarrow +\infty}{\sim} n e^{-t} \quad \text{car } e^{-t} \underset{t \rightarrow +\infty}{\rightarrow} 0$$

Or l'intégrale  $\int_0^{+\infty} e^{-t} dt$  est clairement convergente, par le critère d'équivalence d'intégrales de fonctions positives,

$$\int_0^{+\infty} (1 - F_Y(t)) dt$$

est convergente.

22. Procédons par intégration par parties (les fonctions sont  $C^1$  sur  $[0; x]$ )

$$\begin{aligned} \int_0^x (1 - F_{Y_n}(t)) dt &= \left[ t(1 - F_{Y_n}(t)) \right]_0^x - \int_0^x t(-F_{Y_n}'(t)) dt \\ &= x(1 - F_{Y_n}(x)) + \int_0^x t f_{Y_n}(t) dt \end{aligned}$$

23. On a pour  $x \in \mathbb{R}_x^+$

$$\begin{aligned} x(1 - F_{Y_n}(x)) &= x(1 - (1 - e^{-x})^n) \\ &\underset{x \rightarrow +\infty}{\sim} x \cdot n e^{-x} \xrightarrow{x \rightarrow +\infty} 0 \end{aligned}$$

via les croissances comparées.

On en déduit la convergence de

$$\int_0^{+\infty} t f_{Y_n}(t) dt.$$

On a même la convergence absolue car l'intégrande est positive. Par définition,  $Y_n$  admet une espérance et comme  $Y_n$  est à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$

$$E(Y_n) = \int_0^{+\infty} t f_{Y_n}(t) dt = \int_0^{+\infty} (1 - F_{Y_n}(t))^n dt.$$

24. Soit  $x \in \mathbb{R}^+$ . le changement de variable  $u = (1 - e^{-t})$  est  $C^1$  avec

$$\begin{aligned} \int_0^x (1 - F_{Y_n}(t)) dt &= \int_0^x 1 - (1 - e^{-t})^n dt \\ &= \int_0^{1 - e^{-x}} (1 - u^n) \cdot \frac{1}{1-u} du. \end{aligned}$$

car  $\frac{du}{dt} = e^{-t} = 1 - u$ , "dt =  $\frac{1}{1-u} du$ "

25. On utilise une somme géométrique et la linéarité de l'intégrale.

$$\begin{aligned} \int_0^{1 - e^{-x}} \frac{1 - u^n}{1 - u} du &= \int_0^{1 - e^{-x}} \sum_{k=0}^{n-1} u^k du \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \int_0^{1 - e^{-x}} u^k du \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \left[ \frac{u^{k+1}}{k+1} \right]_0^{1 - e^{-x}} \\ &= \sum_{k=0}^{n-1} \frac{1}{k+1} (1 - e^{-x})^{k+1} \end{aligned}$$

On conduit avec le changement d'indice  $k \leftarrow k+1$ .

Par passage à la limite  $x \mapsto +\infty$  (la somme est finie)

$$E(Y_n) = \int_0^{+\infty} 1 - F_{Y_n}(t) dt = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}.$$

26. def SimuG():  
v = rd.exponential(1).  
return -np.log(v).

27. def SimuZ(n):  
return np.max(rd.exponential(1, n))  
- np.log(n).

28. Plus  $n$  est grand, plus l'histogramme de  $Z_n$  semble s'approcher de celui obtenu pour une loi de Gumbel. Si  $X$  suit une loi de Gumbel, on s'attend à

$$\forall a, b \in \mathbb{R} \quad a < b \quad P(a \leq Z_n \leq b) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} P(a \leq X \leq b).$$

On conjecture donc une convergence en loi de la suite  $(Z_n)_n$  vers une variable de loi de Gumbel

29. Soit  $x \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned}F_{Z_n}(x) &= P(Z_n \leq x) \\&= P(Y_n - \ln n \leq x) \\&= P(Y_n \leq x + \ln(n)) \\&= F_{Y_n}(x + \ln(n)).\end{aligned}$$

30 Soit  $x \in \mathbb{R}$ , il existe un rang  $N \in \mathbb{N}$  tel que

$$\forall n \geq N \quad x + \ln(n) > 0$$

Ainsi

$$\begin{aligned}F_{Z_n}(x) &= F_{Y_n}(x + \ln(n)). \\&= (1 - e^{-(x + \ln(n))})^n \\&= (1 - \frac{1}{n}e^{-x})^n\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{Or } (1 - \frac{1}{n}e^{-x})^n &= \exp\left(n \ln\left(1 - \frac{1}{n}e^{-x}\right)\right) \\&= \exp\left(n\left(-\frac{1}{n}e^{-x} + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)\right) \\&= \exp(-e^{-x} + o(1)).\end{aligned}$$

puis par continuité de la fonction exponentielle.

$$F_{Z_n}(x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} e^{-e^{-x}}.$$

Ce qui prouve bien la conjecture.