

DS8 (version B) - ESSEC-I 2014 / 124

Ce problème est constitué de trois parties. Les résultats de la partie 1 sont utilisés dans les parties 2 et 3. Les parties 2 et 3 sont indépendantes entre elles.

Dans tout le sujet, $I =]a, b[$ est un intervalle ouvert non vide de \mathbb{R} , où a et b sont réels ou infinis.

On dit qu'une densité vérifie l'hypothèse CSP(I) lorsque f est :

- × continue sur I ;
- × strictement positive sur I ;
- × nulle en dehors de I .

On écrira alors simplement : f est CSP(I).

On admettra que les principaux résultats du cours concernant l'indépendance des variables aléatoires discrètes s'appliquent également aux variables aléatoires à densité.

Partie 1 - Calcul d'une probabilité / 36

On considère dans cette partie :

- × X une variable aléatoire réelle continue à valeurs dans I , de fonction de répartition F et admettant une densité de probabilité f qui est CSP(I).
- × U une variable aléatoire qui suit une loi uniforme sur $]0, 1[$ et qui est indépendante de X .
- × h une fonction continue sur I à valeurs dans $[0, 1]$.

On se propose d'établir la formule suivante :

$$\mathbb{P}([U \leq h(X)]) = \mathbb{P}([U < h(X)]) = \int_a^b f(t) h(t) dt$$

On définit sur I la fonction Ψ par : $\Psi(x) = \mathbb{P}([X \leq x] \cap [U \leq h(X)])$.

1. Pour tous réels x et y dans I tels que $x < y$, on pose $M(x, y) = \max_{t \in [x, y]} h(t)$ et $m(x, y) = \min_{t \in [x, y]} h(t)$.

a) Soit x dans I . Justifier que pour tout y dans l'intervalle $]x, b[$, il existe α_y dans l'intervalle $[x, y]$ tel que $M(x, y) = h(\alpha_y)$.

- **2 pts : la fonction h est continue sur le segment $[x, y]$ donc bornée et atteint ses bornes (tout ou rien).**

b) En déduire : $\lim_{\substack{y \rightarrow x \\ y > x}} M(x, y) = h(x)$.

- **3 pts : démontrer que $t : y \mapsto \alpha_y$ admet x comme limite en x^+ (1 pt pour l'idée, 2 pts pour le faire formellement)**

- **1 pt : composition des limites** $\left. \begin{array}{l} \lim_{\substack{y \rightarrow x \\ y > x}} t(y) = x \\ \lim_{Y \rightarrow x} h(Y) = h(x) \end{array} \right\} \Rightarrow \lim_{\substack{y \rightarrow x \\ y > x}} h(t(y)) = \lim_{Y \rightarrow x} h(Y) = h(x)$

c) Montrer de même que, pour tout y dans I : $\lim_{\substack{x \rightarrow y \\ x < y}} M(x, y) = h(y)$.

- **2 pts : il suffit de mettre en place la démonstration précédente en inversant le rôle des variables x et y (tout ou rien).**

On montrerait de manière analogue (on ne demande pas de le vérifier) :

$$\lim_{\substack{y \rightarrow x \\ y > x}} m(x, y) = h(x) \quad \text{et} \quad \lim_{\substack{x \rightarrow y \\ x < y}} m(x, y) = h(y)$$

2. Soit x et y deux réels de I tels que $x < y$.

a) Établir l'inclusion suivante entre événements :

$$[x < X \leq y] \cap [U \leq h(X)] \subset [x < X \leq y] \cap [U \leq M(x, y)]$$

En déduire l'inégalité :

$$\Psi(y) - \Psi(x) \leq (F(y) - F(x)) M(x, y)$$

- **2 pts : démo de** $[x < X \leq y] \cap [U \leq h(X)] \subset [x < X \leq y] \cap [U \leq M(x, y)]$

dont 1 pt pour introduction des ω , 1 pt pour la démonstration

- **2 pts : $\Psi(y) - \Psi(x) = \mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq h(X)])$ (FPT ou différence ensembliste)**

- **1 pt : $\Psi(y) - \Psi(x) = \mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq h(X)]) \leq \mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq M(x, y)])$**

Par croissance de \mathbb{P} .

- **1 pt : $\mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq M(x, y)]) = (F(y) - F(x)) \times M(x, y)$ (dont indépendance)**

b) Établir une minoration analogue pour $\Psi(y) - \Psi(x)$, puis l'encadrement :

$$\frac{F(y) - F(x)}{y - x} m(x, y) \leq \frac{\Psi(y) - \Psi(x)}{y - x} \leq \frac{F(y) - F(x)}{y - x} M(x, y)$$

- **2 pts : $\Psi(y) - \Psi(x) \geq (F(y) - F(x)) m(x, y)$**

dont 1 pt : $\mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq m(x, y)]) \leq \mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq h(X)])$

dont 1 pt : $\Psi(y) - \Psi(x) = \mathbb{P}([x < X \leq y] \cap [U \leq m(x, y)]) = (F(y) - F(x)) \times F_U(m(x, y))$

- **1 pt : affirmer $(F(y) - F(x)) m(x, y) \leq \Psi(y) - \Psi(x) \leq (F(y) - F(x)) M(x, y)$ et diviser par $y - x > 0$**

c) Montrer que Ψ est dérivable sur I , et exprimer sa dérivée en fonction de f et h .

- **1 pt : F est dérivable à droite en x**

- **1 pt : $\lim_{\substack{v \rightarrow x \\ v > x}} \frac{F(v) - F(x)}{v - x} m(x, v) = f(x)h(x) = \lim_{\substack{v \rightarrow x \\ v > x}} \frac{F(v) - F(x)}{v - x} M(x, v)$ et donc Ψ dérivable à droite par théorème d'encadrement**

- **1 pt : de la même manière Ψ dérivable à gauche par théorème d'encadrement**

- **1 pt : $\lim_{u \rightarrow x^-} \tau_x(\Psi)(u) = f(x) h(x) = \lim_{v \rightarrow x^+} \tau_x(\Psi)(v)$ donc Ψ dérivable en x**

3. a) En déduire que, pour tout x et y dans I :

$$\Psi(y) - \Psi(x) = \int_x^y f(t) h(t) dt$$

- **1 pt : $f \times h$ est continue sur le segment $[x, y]$ donc $\int_x^y f(t) h(t) dt$ est bien définie**

- **1 pt : $\int_x^y f(t) h(t) dt = \int_x^y \Psi'(t) dt = [\Psi(t)]_x^y = \Psi(y) - \Psi(x)$**

b) Établir : pour tout x dans I , $\Psi(x) \leq F(x)$, puis montrer : $\lim_{x \rightarrow a} \Psi(x) = 0$. En déduire :

$$\forall x \in I, \quad \Psi(x) = \int_a^x f(t) h(t) dt$$

- **1 pt** : $\Psi(x) = \mathbb{P}([X \leq x] \cap [U \leq h(X)]) \leq \mathbb{P}([X \leq x]) = F(x)$ **par croissance de \mathbb{P}**

- **2 pts** : $\lim_{x \rightarrow a} F(x) = 0$ (**1 pt pour le cas $a = -\infty$**)

- **1 pt** : **par théorème d'encadrement**, $\lim_{x \rightarrow a} \Psi(x) = 0$

- **1 pt** : $\lim_{x \rightarrow a} \Psi(y) = \lim_{x \rightarrow a} \left(\int_x^y f(t) h(t) dt + \Psi(x) \right) = \lim_{x \rightarrow a} \int_x^y f(t) h(t) dt + \lim_{x \rightarrow a} \Psi(x)$

c) Établir, pour tout x dans I : $\mathbb{P}([X > x] \cap [U \leq h(X)]) = \mathbb{P}([U \leq h(X)]) - \Psi(x)$.

En déduire : $\lim_{x \rightarrow b} \Psi(x) = \mathbb{P}([U \leq h(X)])$ puis :

$$\mathbb{P}([U \leq h(X)]) = \int_a^b f(t) h(t) dt$$

- **1 pt** : **par FPT sur le SCE** ($[X \leq x], [X > x]$) **on a**

$$\mathbb{P}([U \leq h(X)]) = \mathbb{P}([X \leq x] \cap [U \leq h(X)]) + \mathbb{P}([X > x] \cap [U \leq h(X)])$$

- **1 pt** : $\mathbb{P}([X > x] \cap [U \leq h(X)]) \leq \mathbb{P}([X > x]) = 1 - \mathbb{P}([X \leq x])$

- **1 pt** : $\lim_{x \rightarrow b} (1 - F(x)) = 0$ (**comme précédent**)

- **1 pt** : **par théorème d'encadrement** : $\lim_{x \rightarrow b} \mathbb{P}([X > x] \cap [U \leq h(X)]) = 0$

- **1 pt** : $\lim_{x \rightarrow b} \Psi(x) = \mathbb{P}([U \leq h(X)]) + 0 = \mathbb{P}([U \leq h(X)])$

- **0 pt** : $\lim_{x \rightarrow b} \int_a^x f(t) h(t) dt = \int_a^b f(t) h(t) dt$

4. Montrer : $\mathbb{P}([U < h(X)]) = 1 - \mathbb{P}([1 - U \leq 1 - h(X)])$, en déduire :

$$\mathbb{P}([U < h(X)]) = \int_a^b f(t) h(t) dt$$

- **1 pt** : $\mathbb{P}([U < h(X)]) = 1 - \mathbb{P}([1 - U \leq 1 - h(X)])$ **par opérations algébriques**

- **1 pt** : **appliquer le résultat précédent à $V = 1 - U$ et $\tilde{h} : x \mapsto 1 - h(x)$**

- **1 pt** : $\mathbb{P}([U < h(X)]) = 1 - \mathbb{P}([1 - U \leq 1 - h(X)]) = 1 - \mathbb{P}([V \leq \tilde{h}(X)]) = 1 - \left(1 - \int_a^b f(t) h(t) dt \right)$

Partie 2 - Le modèle économique de Leontiev fermé / 22

Soit α et β deux nombres réels appartenant à l'intervalle $]0, 1[$.

On s'intéresse à un modèle économique composé de trois secteurs d'activité S_1, S_2 et S_3 .

On suppose que :

- × pour produire une unité de biens du secteur 1, il faut α unités du secteur 1 et α unités du secteur 2.
- × pour produire une unité de biens du secteur 2, il faut β unités du secteur 1 et α unités du secteur 3.
- × pour produire une unité de biens du secteur 3, il faut β unités du secteur 2 et β unités du secteur 3.

On dira que ce modèle est *viable* s'il existe des quantités de productions x_1, x_2 et x_3 des secteurs respectifs S_1, S_2 et S_3 , strictement positives et telles que chaque secteur soit excédentaire en quantité.

5. a) Montrer que le modèle est viable si et seulement s'il existe $x_1 > 0, x_2 > 0, x_3 > 0$, tels que :

$$\begin{cases} x_1 > \alpha x_1 + \beta x_2 \\ x_2 > \alpha x_1 + \beta x_3 \\ x_3 > \alpha x_2 + \beta x_3 \end{cases}$$

- 2 pts : tout ou rien

b) On considère la matrice $A = \begin{pmatrix} \alpha & \beta & 0 \\ \alpha & 0 & \beta \\ 0 & \alpha & \beta \end{pmatrix}$. Montrer que le modèle est viable si et seulement s'il existe une matrice colonne X à composantes strictement positives telle que la matrice colonne $X - AX$ n'a que des composantes strictement positives.

- 1 pt : $X - AX = \begin{pmatrix} x_1 - (\alpha x_1 + \beta x_2) \\ x_2 - (\alpha x_1 + \beta x_3) \\ x_3 - (\alpha x_2 + \beta x_3) \end{pmatrix}$

- 1 pt : conclusion

6. a) Vérifier que $\alpha + \beta$ est valeur propre de A et déterminer le sous espace vectoriel associé.

- 1 pt : $\alpha + \beta$ valeur propre de A et $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$ est vecteur propre

- 1 pt : $\text{rg}(A - (\alpha + \beta)I_3) = 2$ (calcul)

- 1 pt : théorème du rang $\dim(E_{\alpha+\beta}(A)) = 3 - 2 = 1$ et $E_{\alpha+\beta}(A) = \text{Vect} \left(\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \right)$

Ou calcul direct de $E_{\alpha+\beta}(A)$

b) En déduire que si $\alpha + \beta < 1$, alors le modèle est viable.

- 1 pt : avec $X = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix}$, on a : $X - AX = X - (\alpha + \beta) \cdot X = \begin{pmatrix} 1 - (\alpha + \beta) \\ 1 - (\alpha + \beta) \\ 1 - (\alpha + \beta) \end{pmatrix}$ à coeff > 0

On admet pour la suite que le modèle est viable si et seulement si le spectre de A est inclus dans $] -1, 1[$.

7. a) Montrer que le modèle est viable si et seulement si $\alpha + \beta < 1$.

- 1 pt : d'après 6.b), $\alpha + \beta < 1 \Rightarrow$ Le système est viable

- 1 pt : $\alpha + \beta < 1 \Leftarrow$ Le système est viable d'après le résultat fourni dans l'énoncé

- b) Déterminer les valeurs propres de A autres que $\alpha + \beta$, et vérifier qu'elles sont dans l'intervalle $] - 1, 1[$.

- **3 pts** : calcul de $\text{rg} \left(\begin{pmatrix} \alpha - \lambda & \beta & 0 \\ \alpha & -\lambda & \beta \\ 0 & \alpha & \beta - \lambda \end{pmatrix} \right)$

- **1 pt** : A a pour valeur propre $\sqrt{\alpha\beta} \in]0, 1[$ et $-\sqrt{\alpha\beta} \in] - 1, 0[$

8. On suppose, dans cette question seulement, que α est une variable aléatoire qui suit la loi uniforme sur $]0, 1[$ et que β est une variable aléatoire à valeurs dans $]0, 1[$, admettant une densité de probabilité f qui est CSP($]0, 1[$).

En utilisant les résultats de la **Partie 1**, montrer que la probabilité que le modèle soit viable vaut $1 - \mathbb{E}(\beta)$.

- **1 pt** : la probabilité que le système soit viable est donc : $\mathbb{P}([\alpha + \beta < 1])$

- **1 pt** : considérer la fonction $h : t \mapsto 1 - t$

- **1 pt** : $\mathbb{P}([\alpha + \beta < 1]) = \mathbb{P}([\alpha < h(\beta)]) = \int_0^1 f(t) h(t) dt = \int_0^1 f(t) (1 - t) dt$

- **1 pt** : $= \int_0^1 f(t) dt - \int_0^1 t f(t) dt = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt - = 1 - \mathbb{E}(\beta)$

9. On suppose désormais que α et β sont tels que le modèle est viable. Pour $i = 1, 2$ ou 3 , on note y_i le coût de production d'une unité de bien dans le secteur i , et $y_i + z_i$, le prix de vente d'une unité de bien du secteur i . La marge z_i est appliquée uniquement en cas de vente à un autre secteur, l'achat à l'intérieur d'un même secteur se faisant au prix coûtant y_i .

On définit les deux matrices lignes : $Y = (y_1 \ y_2 \ y_3)$ et $Z = (z_1 \ z_2 \ z_3)$ ainsi que la matrice carrée

$$B = \begin{pmatrix} 0 & \beta & 0 \\ \alpha & 0 & \beta \\ 0 & \alpha & 0 \end{pmatrix}.$$

- a) Établir la relation matricielle (1) : $Y = Y A + Z B$.

- **2 pts** : tout ou rien

- b) Justifier sans calculs l'inversibilité de $I_3 - A$.

En déduire que pour Z fixé, il existe un unique Y vérifiant la relation (1).

- **1 pt** : 1 n'est pas valeur propre de A et donc $I_3 - A$ est inversible

- **1 pt** : $Y = (I_3 - A)^{-1} Z B$

Partie 3 - Simulation de variables aléatoires

La plupart des langages informatiques possèdent un générateur de nombres aléatoires. En **Scilab** par exemple, on dispose de la fonction **rand**. Cette fonction simule une v.a.r. de loi uniforme sur $]0, 1[$. On propose dans la suite deux méthodes permettant de simuler des lois continues quelconques en utilisant ce générateur aléatoire.

Jusqu'à la fin du problème : on note Z une variable aléatoire continue à valeurs dans I , de fonction de répartition G et admettant une densité g qui est $CSP(I)$.

A - Simulation par la méthode d'inversion / 30

10. a) On note H la restriction de G à I . Montrer que H réalise une bijection de I sur $]0, 1[$.

On note H^{-1} la bijection réciproque. Dresser le tableau de variation de H^{-1} .

- 1 pt : G de classe C^1 sur $]a, b[$ car g est continue sur $]a, b[$

- 2 pts : G réalise une bijection de $]a, b[$ sur $G(]a, b[) =]\lim_{x \rightarrow a} G(x), \lim_{x \rightarrow b} G(x)[=]0, 1[$

- 1 pt : $H^{-1} :]0, 1[\rightarrow]a, b[$ strictement croissante

Soit U une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $]0, 1[$.

On pose $X = H^{-1}(U)$, et on note F la fonction de répartition de X .

b) Montrer que pour tout x dans I , $F(x) = G(x)$.

- 1 pt : $F(x) = \mathbb{P}(X \leq x) = \mathbb{P}(H^{-1}(U) \leq x) = \mathbb{P}(U \leq H(x))$ car H est strictement croissante sur $]a, b[$

- 1 pt : $= F_U(H(x)) = H(x)$ car $H(x) \in]0, 1[$ et par définition de F_U sur $]0, 1[$

c) En déduire que X suit la même loi que Z .

- 0 pt : $Z(\Omega) \subset]a, b[$

- 1 pt : $X(\Omega) = (H^{-1}(U))(\Omega) = H^{-1}(U(\Omega)) \subset H^{-1}(]0, 1]) =]a, b[$

- 1 pt : $\forall x \in]a, b[, F(x) = G(x)$

- 1 pt : $\forall x \notin]a, b[, F(x) = G(x)$

11. Simulation de lois exponentielles.

On suppose dans cette question que Z suit une loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$.

a) Expliciter l'intervalle I et les fonctions g , G et H^{-1} .

- 0 pt : $I =]0, +\infty[$

$$g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

- 1 pt :
$$x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \in]-\infty, 0] \\ \lambda e^{-\lambda x} & \text{si } x \in]0, +\infty[\end{cases}$$

$$G : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

- 1 pt :
$$x \mapsto \begin{cases} 0 & \text{si } x \in]-\infty, 0] \\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{si } x \in]0, +\infty[\end{cases}$$

- 1 pt : $y = H(x) \Leftrightarrow x = -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)$ en précisant $x \in]0, +\infty[$ et $y \in]0, 1[$.

$$H^{-1} :]0, 1[\rightarrow]0, +\infty[$$

- 1 pt :
$$y \mapsto -\frac{1}{\lambda} \ln(1 - y)$$

b) Écrire une fonction **Scilab** d'en-tête `function z = expo(lambda)` qui simule la loi exponentielle de paramètre `lambda`.

- 1 pt : indentation correcte
- 1 pt : pas d'erreur de langage
- 1 pt : `u = rand()`
- 1 pt : `z = -(1 / lambda) * log(1-u)`

12. Simulation de la loi de Laplace.

On cherche dans cette question à simuler une variable aléatoire de densité g donnée par :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad g(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|} \quad (\text{densité de Laplace})$$

Soit Y une variable aléatoire suivant une loi exponentielle de paramètre 1.

Soit V une variable aléatoire indépendante de Y suivant la loi uniforme sur $\{-1, 1\}$, ce qui signifie $\mathbb{P}([V = -1]) = \mathbb{P}([V = 1]) = \frac{1}{2}$.

On pose $X = VY$.

a) Vérifier que g est une densité de probabilité qui est CSP(\mathbb{R}).

- 1 pt : continuité et caractère strictement positif
- 1 pt : nulle en dehors de \mathbb{R} ce qui signifie qu'elle ne s'annule jamais

b) Établir :

× pour tout $x \geq 0$, $\mathbb{P}([X > x]) = \frac{1}{2} \mathbb{P}([Y > x])$;

× pour tout $x \leq 0$, $\mathbb{P}([X \leq x]) = \frac{1}{2} \mathbb{P}([Y \geq -x])$.

- 1 pt : **FPT** $\mathbb{P}([X > x]) = \frac{1}{2} \mathbb{P}([Y < -x]) + \frac{1}{2} \mathbb{P}([X > x])$

- 1 pt : $\mathbb{P}([Y < -x]) = \mathbb{P}([Y \leq -x]) = F_Y(-x) = 0$

- 1 pt : **de même** $\mathbb{P}([X \leq x]) = \frac{1}{2} \mathbb{P}([Y \geq -x]) + \frac{1}{2} \mathbb{P}([Y \leq x])$

c) En déduire une expression de la fonction de répartition de X .

- 1 pt : **Si** $x \geq 0$ **alors** $\mathbb{P}([X \leq x]) = 1 - \frac{1}{2} e^{-x}$

- 1 pt : **Si** $x \leq 0$ **alors** $\mathbb{P}([X \leq x]) = \frac{1}{2} e^x$

d) Conclure que X est une variable aléatoire continue admettant g comme densité.

- 1 pt : F_X est continue sur $] -\infty, 0[$ et sur $]0, +\infty[$ et en 0

- 1 pt : F_X est de classe \mathcal{C}^1 sur $] -\infty, 0[$ et sur $]0, +\infty[$

- 1 pt : dériver F_X sur les intervalles ouverts

- 1 pt : ajouter $f_X(0) = \frac{1}{2}$

e) Compléter la fonction **Scilab** suivante pour qu'elle simule la loi de Laplace :

- 1 pt : **if** `r > 1/2` **then**

- 1 pt : `z = -y`

B - Simulation par la méthode du rejet / 36

Dans la méthode dite du rejet, pour simuler la loi de Z de densité g (voir les notations en préambule de la partie 3), on commence par déterminer une loi de probabilité que l'on sait simuler, de densité f qui est CSP(I), et qui vérifie : il existe une constante $c > 0$ telle que : $\forall x \in I, g(x) \leq c f(x)$.

13. Montrer qu'il existe une fonction h continue sur I et à valeurs dans $[0, 1]$ telle que, pour tout $x \in I$, $g(x) = c f(x) h(x)$.

- 1 pt : $h(x) = \frac{g(x)}{c f(x)}$ si $x \in]a, b[$

- 1 pt : h continue sur $]a, b[$ car elle est le quotient $h = \frac{h_1}{h_2}$ où ...

- 1 pt : $0 < h(x) = \frac{g(x)}{c f(x)} \leq 1$ si $x \in]a, b[$

Pas de sanction si h définie seulement sur $]a, b[$

On considère alors :

× une suite de variable aléatoires $(U_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ qui suivent une loi uniforme sur $]0, 1[$.

× une suite de variable aléatoires $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ à valeur dans $]a, b[$ ayant toutes la même loi, de densité de probabilité f et de fonction de répartition F .

On suppose de plus que pour tout entier $n \geq 1$, les variables $X_1, \dots, X_n, U_1, \dots, U_n$ sont mutuellement indépendantes.

On définit N la variable aléatoire prenant comme valeur le premier indice k vérifiant $U_k \leq h(X_k)$.

14. En utilisant la **Partie 1**, prouver l'égalité, pour tout $k \in \mathbb{N}^*$: $\mathbb{P}([U_k \leq h(X_k)]) = \frac{1}{c}$.

En déduire que N suit une loi géométrique dont on précisera le paramètre, l'espérance et la variance.

- 1 pt : rappeler que l'on est dans le cadre d'application de la 3.b) (X_k de densité f qui est CSP($]a, b[$), $U_k \hookrightarrow \mathcal{U}(]0, 1[)$ indépendante de X_k , h continue sur $]a, b[$ à valeurs dans $[0, 1]$)

- 1 pt : $\mathbb{P}([U_k \leq h(X_k)]) = \int_a^b \cancel{f(t)} \frac{g(t)}{c \cancel{f(t)}} dt = \frac{1}{c} \int_a^b g(t) dt = \frac{1}{c} \int_{-\infty}^{+\infty} g(t) dt = \frac{1}{c}$

- 2 pts : $N \hookrightarrow \mathcal{G}(\frac{1}{c})$ (dont 1 pt pour l'indépendance)

- 1 pt : $\mathbb{E}(N) = c$

- 1 pt : $\mathbb{V}(N) = c(c - 1)$

On définit la variable aléatoire X comme étant la valeur de X_N , c'est à dire la valeur de X_k pour le premier indice k vérifiant $U_k \leq h(X_k)$.

15. Soit $x \in I$.

a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$.

Exprimer l'événement $[X \leq x] \cap [N = n]$ à partir des événements $[X_n \leq x] \cap [U_n \leq h(X_n)]$ et $[U_k > h(X_k)]$ pour $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$.

- 1 pt : $[X \leq x] \cap [N = n] = [X_n \leq x] \cap [N = n] = [X_n \leq x] \cap [N = n]$

- 1 pt : $= [X_n \leq x] \cap \left(\bigcap_{k=1}^{n-1} [U_k > h(X_k)] \right) \cap [U_n \leq h(X_n)]$

b) En utilisant la question 3.b), montrer que, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$:

$$\mathbb{P}([X_n \leq x] \cap [U_n \leq h(X_n)]) = \frac{1}{c} G(x)$$

- 1 pt : $\mathbb{P}([X_n \leq x] \cap [U_n \leq h(X_n)]) = \int_a^x \cancel{f(t)} \frac{g(t)}{c \cancel{f(t)}} dt = \frac{1}{c} \int_{-\infty}^x g(t) dt = \frac{1}{c} G(x)$

(cf question 14.)

c) En déduire $\mathbb{P}([X_n \leq x] \cap [N = n])$ en fonction de c et de $G(x)$.

- 1 pt : $\mathbb{P}([X_n \leq x] \cap [N = n]) = \mathbb{P}\left(\left([X_n \leq x] \cap [U_n \leq h(X_n)]\right) \cap \left(\bigcap_{k=1}^{n-1} [U_k > h(X_k)]\right)\right)$

- 1 pt : **indépendance de ces deux événements**

- 1 pt : **indépendance des v.a.r.** $U_1 - h(X_1), \dots, U_n - h(X_n)$

- 1 pt : **calcul et** $\mathbb{P}([X_n \leq x] \cap [N = n]) = \frac{1}{c} \left(1 - \frac{1}{c}\right)^{n-1} G(x)$

d) Montrer finalement : $\mathbb{P}([X \leq x]) = G(x)$.

- 1 pt : $\mathbb{P}([X \leq x]) = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}([N = n] \cap [X \leq x])$ **par la FPT**

- 1 pt : $= G(x) \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{c} \left(1 - \frac{1}{c}\right)^{n-1} = G(x) \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}([N = n]) = G(x)$ **car** $N \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{1}{c}\right)$

16. Conclure.

- 1 pt : $Z(\Omega) \subset]a, b[$ **et** $X(\Omega) \subset]a, b[$

- 1 pt : **si** $x \in]a, b[$ **alors** $F(x) = G(x)$ **d'après la question précédente**

- 1 pt : **si** $x \notin]a, b[$, $\mathbb{P}([X \leq x]) = \mathbb{P}([Z \leq x])$

17. Simulation de la loi normale.

Dans cette question, Z suit la loi normale centrée réduite, donc $I = \mathbb{R}$.

Soit f la densité de Laplace (question 12.), définie par : $\forall x \in \mathbb{R}$, $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$.

a) Donner une densité g de Z qui est CSP(\mathbb{R}).

- 1 pt : $g : x \mapsto \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$

- 1 pt : g **est CSP**(\mathbb{R})

b) Étudier les variations sur $[0, +\infty[$ de la fonction $a : x \mapsto e^{x - \frac{x^2}{2}}$.

- 1 pt : a **est dérivable sur** $[0, +\infty[$ **(au moins cité même sans explication)**

- 1 pt : $a'(x) = (1 - x) e^{x - \frac{x^2}{2}}$ **et tableau de variation correspondant**

c) Expliciter une constante $c > 0$ telle que, pour tout $x \geq 0$: $g(x) \leq \frac{c}{2} e^{-x}$.

- 1 pt : $a(x) \leq e^{\frac{1}{2}}$ **pour tout** $x \geq 0$

- 1 pt : **d'où** $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{x^2}{2}} \leq \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2}} e^{-x}$ **et** $c = \sqrt{\frac{2e}{\pi}}$

d) En déduire, pour tout x réel : $g(x) \leq c f(x)$.

- 1 pt : **si** $x \geq 0$ **alors, d'après la question précédente** $g(x) \leq c \frac{1}{2} e^{-x} = c \frac{1}{2} e^{-|x|} = c f(x)$

- 2 pts : **si** $x < 0$ **on a la même inégalité par parité des fonctions**

e) Expliquer alors comment mettre en place la méthode du rejet pour simuler la loi normale centrée réduite. On explicitera la fonction h introduite à la question 13.

- 1 pt : pour rappeler les v.a.r. Z , $(U_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$, $(X_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$ et leur indépendance

- 1 pt : $h : x \mapsto \frac{g(x)}{c f(x)} = \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}}{\frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{1}{2}} \frac{1}{2} e^{-|x|}} = e^{-\frac{1}{2} - |x| - \frac{x^2}{2}}$

- 1 pt : Z avait même loi que la v.a.r. X_N où N est la v.a.r. prenant comme valeur le premier indice k vérifiant $U_k \leq h(X_k)$

- 1 pt : explication de la boucle

f) Compléter la fonction **Scilab** suivante pour qu'elle simule la loi normale centrée réduite :

```
1  function z = normale()
2      x = laplace()
3      u = rand()
4      while u > exp(-1/2 - abs(x) - x ^ 2/2)
5          x = laplace()
6          u = rand()
7      end
8      z = x
9  endfunction
```

- 1 pt : ligne 4

- 1 pt : ligne 8

(tout le travail est fait en question précédente)