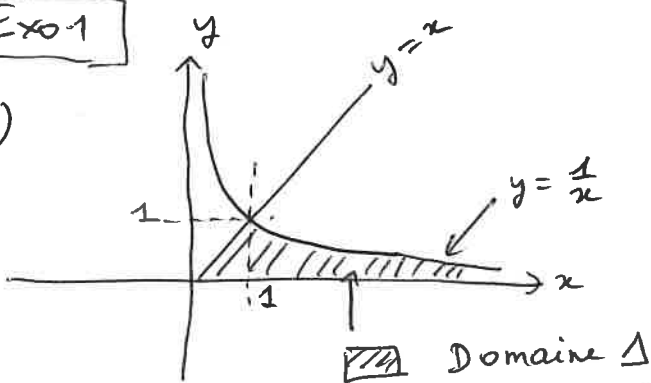


Exo 1

1)



Domaine Δ

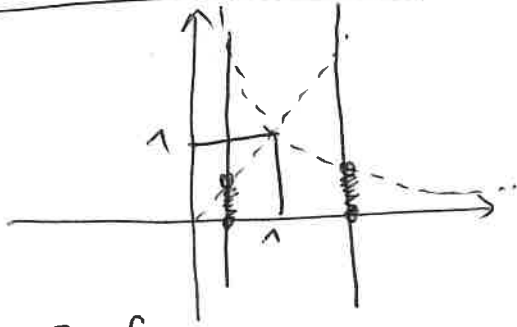
Δ est le domaine hachuré sur la figure. En observant les valeurs du couple (x,y) appartenant à ce domaine Δ , on en conclut que x est une variable aléatoire à valeurs dans $\mathbb{R}^{+*} =]0, +\infty[$ et que y est une variable aléatoire à valeurs dans $]0, 1[$.

Si les variables x et y étaient indépendantes, le couple (x,y) serait de support $]0, +\infty[\times]0, 1[$, ce qui n'est pas le cas -

Donc x et y sont des variables aléatoires dépendantes

2) Par définition, la densité de x est

$$p(x, \cdot) = \int_{\mathbb{R}} p(x, y) dy$$



En observant le dessin, on a

$$p(x, \cdot) = \begin{cases} \int_0^x p(x, y) dy & \text{si } x \in]0, 1[\\ \int_{\frac{1}{x}}^1 p(x, y) dy & \text{si } x > 1 \\ 0 & \text{si } x \notin]0, +\infty[\end{cases}$$

On a donc

$$p(x, \cdot) = \begin{cases} \int_0^x \frac{1}{2x} dy = \frac{1}{2} & \text{si } x \in]0, 1[\\ \int_0^{1/x} \frac{1}{2x} dy = \frac{1}{2x^2} & \text{si } x > 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

De même

• si $y \in]0, 1[$

$$p(\cdot, y) = \int_{\mathbb{R}} p(x, y) dx = \int_{\frac{1}{y}}^y \frac{1}{2x} dx = \frac{1}{2} [\ln(y/y) - \ln y]$$

donc $p(\cdot, y) = -\ln y$ si $y \in]0, 1[$

• si $y \notin]0, 1[$

$p(\cdot, y) = 0$



3) On a les équivalences suivantes

$$\begin{cases} Z = \sqrt{xy} \\ T = \sqrt{\frac{y}{x}} \\ x > 0, y > 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x > 0, y > 0 \\ xy = z^2 \\ y/x = t^2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x > 0, y > 0 \\ y = t^2 x \\ x(t^2 x) = z^2 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} x = \frac{z}{t} \\ y = zt \\ x > 0, y > 0 \end{cases} \quad (2)$$

Le changement de variables est donc bijectif de Δ dans D

Recherche de D

$$\begin{cases} 0 < y < x \\ 0 < y < \frac{1}{x} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} 0 < zt < \frac{z}{t} \\ 0 < zt < \frac{t}{z} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} 0 < t < \frac{1}{t} \\ 0 < z < \frac{1}{z} \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} t \in]0, 1[\\ z \in]0, 1[\end{cases}$$

Le couple (z, t) est donc à valeurs dans $]0, 1[\times]0, 1[$

Le Jacobien de ce changement de variables est

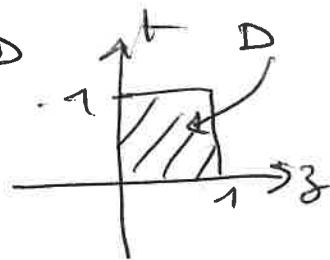
$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial z} & \frac{\partial y}{\partial z} \\ \frac{\partial x}{\partial t} & \frac{\partial y}{\partial t} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{1}{t} & t \\ -\frac{z}{t^2} & z \end{vmatrix} = \frac{z}{t} + \frac{z}{t} = \boxed{\frac{2z}{t}}$$

On en déduit la densité du couple (z, t)

$$q(z, t) = \frac{1}{2} \frac{t}{z} \times \frac{2z}{t} = 1 \quad \text{si } (z, t) \in D$$

donc

$$q(z, t) = \mathbb{1}_{]0, 1[\times]0, 1[}(z, t)$$



les lois marginales du couple (z, t) se déterminent facilement

$$q(z, \cdot) = \int_{\mathbb{R}} q(z, t) dt = \begin{cases} 1 & \text{si } z \in]0, 1[\\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

donc $Z \sim U(]0, 1[)$ et de manière similaire $T \sim U(]0, 1[)$

4) D'après ce qui précède, on a $Y = ZT$ avec Z et T variables indépendantes, donc

$$E[Y] = E[ZT] = E[Z] E[T] = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \boxed{\frac{1}{4}}$$

De même

$$E[Y^2] = E[Z^2] E[T^2] = (\text{Var} Z + E^2(Z)) (\text{Var} T + E^2(T))$$

Mais $\text{Var} Z = \frac{1}{12}$ et $E[Z] = \frac{1}{4}$ donc $E[Z^2] = \frac{1}{12} + \frac{1}{4} = \frac{1}{3}$

donc $E[Z^2]E[T^2] = \boxed{E[Y^2] = \frac{1}{9}}$

d'où $\text{Var} Y = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{1}{9} - \frac{1}{16} = \boxed{\frac{7}{144}}$

De plus $E[X] = E\left[\frac{Z}{T}\right] = E[Z]E\left[\frac{1}{T}\right]$

avec $E\left[\frac{1}{T}\right] = \int_0^1 \frac{1}{t} dt = [\ln t]_0^1 = \infty$ donc $E[X]$ n'existe pas

De même $\text{Var} X$ n'est pas définie.

Exercice 2

1) Si $X \sim N(0,1)$ on a $\Phi(x) = P[X < x]$ et donc

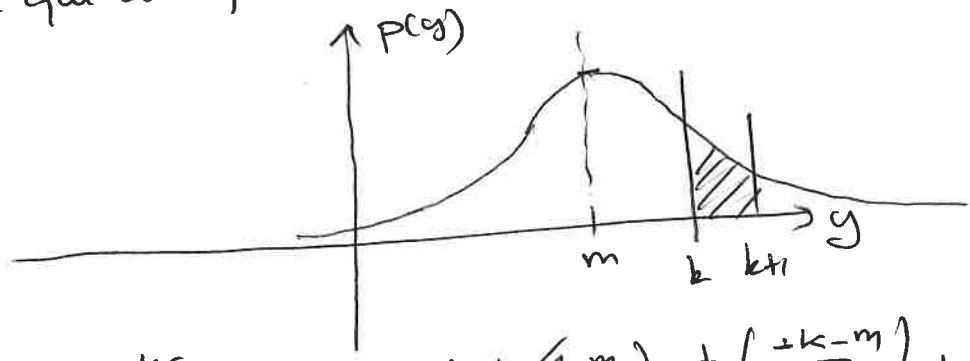
$\Phi\left(\frac{k-m}{\sigma}\right) = P\left[X < \frac{k-m}{\sigma}\right] = P[\sigma X + m < k]$

$\Phi\left(\frac{k+1-m}{\sigma}\right) = P\left[X < \frac{k+1-m}{\sigma}\right] = P[\sigma X + m < k+1]$

où $Y = \sigma X + m \sim N(m, \sigma^2)$ - On en déduit que

$P_k = P[Y < k+1] - P[Y < k] = P[Y \in]k, k+1[$

ce qui correspond à l'aire hachurée sur la figure



2) On a $\sum_{k=-\infty}^{+\infty} P_k = \underbrace{\phi\left(\frac{-k+1-m}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{-k-m}{\sigma}\right)}_{P_{-k}} + \underbrace{\phi\left(\frac{-k+2-m}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{-k+1-m}{\sigma}\right)}_{P_{-k+1}} + \dots + \underbrace{\phi\left(\frac{k-m}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{k-1-m}{\sigma}\right)}_{P_{k-1}} + \underbrace{\phi\left(\frac{k+1-m}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{k-m}{\sigma}\right)}_{P_k}$

donc $\sum_{k=-\infty}^{+\infty} P_k = \phi\left(\frac{k+1-m}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{-k-m}{\sigma}\right)$

donc $\lim_{k \rightarrow +\infty} \sum_{k=-\infty}^{+\infty} P_k = \phi(+\infty) - \phi(-\infty) = 1 - 0 = \boxed{1}$

3) Soit X une variable aléatoire de loi normale $N(m, \sigma^2)$, alors $X_t = \text{ent}\left(\frac{X}{t}\right)$ et à valeurs dans \mathbb{Z} (comme toute partie entière). Donc

$$\begin{aligned}
 P[X_t = k] &= P\left[\text{ent}\left(\frac{X}{t}\right) = k\right] \\
 &= P\left[k \leq \frac{X}{t} < k+1\right] \\
 &\stackrel{t > 0}{=} P\left[kt \leq X < (k+1)t\right] \\
 &= P\left[\frac{kt+m}{\sigma} \leq \frac{X-m}{\sigma} < \frac{(k+1)t-m}{\sigma}\right] \\
 &\stackrel{\nearrow}{=} \Phi\left[\frac{(k+1)t-m}{\sigma}\right] - \Phi\left[\frac{kt-m}{\sigma}\right].
 \end{aligned}$$

$$\frac{X-m}{\sigma} \sim N(0,1)$$

$$= \Phi\left[\frac{k+1 - \frac{m}{t}}{\frac{\sigma}{t}}\right] - \Phi\left[\frac{k - \frac{m}{t}}{\frac{\sigma}{t}}\right]$$

On reconnaît la probabilité p_k pour une loi $dN\left(\frac{m}{t}, \frac{\sigma}{t}\right)$

4) On a $P[X_t < x] = P\left[\text{ent}\left(\frac{X}{t}\right) < x\right]$
 $= P\left[\frac{X}{t} < x\right]$ car $x \in \mathbb{Z}$
 $= P[X < tx]$ car $t > 0$

donc $F_t(x) = F_X(tx)$

Mais comme $X_t \sim dN(m_t, \sigma_t)$, on a

$$P[X_t < x] = \sum_{k=-\infty}^{x-1} P[X_t = k] = \Phi\left[\frac{x - m_t}{\sigma_t}\right]$$

d'où le résultat $F_t(x) = F_X(tx) = \Phi\left[\frac{x - m_t}{\sigma_t}\right]$ $x \in \mathbb{Z}$
 $t > 0$

Si on pose $u = xt \in \mathbb{R}$ alors $z = \frac{u}{t}$ et donc l'égalité précédente s'écrit

(5)

$$F_x(u) = \Phi \left[\frac{u - t m_t}{t \sigma_t} \right]$$

Comme le terme de gauche ne dépend pas de t , il en est de même pour le terme de droite, ce qui impose que $t m_t$ est une quantité indépendante de t notée m . De même $t \sigma_t$ est une quantité indépendante de t notée σ . On a donc

$$F_x(u) = \Phi \left[\frac{u - m}{\sigma} \right]$$

qui est la fonction de répartition d'une loi normale $N(m, \sigma^2)$

donc

$$X \sim N(m, \sigma^2)$$

Exercice 3

1) Pour $u \neq 0$, $Y_u = u^T X$ est une transformation affine d'un vecteur gaussien avec une matrice $A = u^T$ de rang 1 donc

$$Y_u = N_1 \left(\underset{\substack{\uparrow \\ A m}}{u^T m}, \underset{\substack{\uparrow \\ A \Sigma A^T}}{u^T \Sigma u} \right)$$

$$\begin{aligned} 2) \phi_x(u) &= E \left[e^{i(u_1 x_1 + \dots + u_n x_n)} \right] \\ &= E \left[e^{i Y_u} \right] \end{aligned}$$

donc

$$\phi_x(u) = \phi_{Y_u}(1)$$

Par hypothèse, si Y_u suit une loi normale à 1 dimension pour tout $u \neq 0$ - Sa fonction caractéristique s'écrit donc

$$\phi_{Y_u}(t) = \exp \left(i m u t - \frac{1}{2} \sigma_u^2 t^2 \right)$$

avec $m u = E(Y_u) = u^T m$ et $\sigma_u^2 = \text{Var}(Y_u) = u^T \Sigma u$

Donc

$$\phi_{Y_u}(1) = \exp \left(i u^T m - \frac{1}{2} u^T \Sigma u \right)$$

d'où $\phi_x(u) = \exp \left(i u^T m - \frac{1}{2} u^T \Sigma u \right)$ soit $X \sim N_n(m, \Sigma)$

BARÈME

Exo 1

12 points

- 1) Support de la densité du couple (0,5)
 support de $X =]0; +\infty[$ (0,5)
 support de $Y =]0; 1[$ (0,5)
 X et Y non indépendantes (0,5)

2 points

2)
$$P(x, 0) = \begin{cases} \frac{1}{2} & \text{si } x \in]0; 1[& (1 \text{ pt}) \\ \frac{1}{2x^2} & \text{si } x > 1 & (1 \text{ pt}) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

2 points

$$P(0, y) = \begin{cases} -\ln y & \text{si } y \in]0; 1[& (0,5) \\ 0 & \text{sinon} & (0,5) \end{cases}$$

1 pt

3)
$$\begin{cases} X = Z/T & (1 \text{ pt}) \\ Y = Z/T \end{cases}$$

$$J = \frac{2Z}{T} \quad (1 \text{ pt})$$

4 points

$$D =]0; 1[\times]0; 1[\quad (1 \text{ pt})$$

Densité $g(z, t) = \mathbb{1}_D(z, t) \quad (1 \text{ pt})$

$$\begin{aligned} Z &\sim U(]0; 1[) & (1 \text{ pt}) \\ T &\sim U(]0; 1[) \end{aligned}$$

1 point

4)
$$E(Y) = \frac{1}{4} \quad (0,5)$$

$$\text{Var} Y = \frac{1}{9} - \frac{1}{16} = \frac{7}{144} \quad (0,5)$$

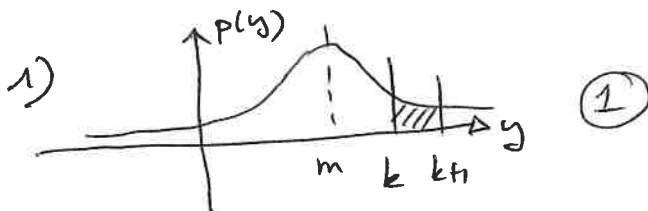
2 points

$$E(X) = +\infty \quad (0,5)$$

$$\text{Var} X = \infty \quad (0,5)$$

Exo 2

7 points



1 point

2)
$$\sum_{k=r}^{rk} P_k = \Phi\left[\frac{k+1-m}{\sigma}\right] - \Phi\left[\frac{-k-m}{\sigma}\right] \quad (1)$$

1 point

3)
$$P(X_k = k) = \Phi\left[\frac{k+1 - \frac{m}{T}}{\frac{\sigma}{T}}\right] - \Phi\left[\frac{k - \frac{m}{T}}{\frac{\sigma}{T}}\right] \quad (1)$$

1 point

$$4) P[X_t < x] = F_x(x_t) \quad (1)$$

$$P[X_t < x] = \Phi \left[\frac{x - m_t}{\sigma_t} \right] \quad (1)$$

$$F_x(u) = \Phi \left[\frac{u - t m_t}{t \sigma_t} \right] \quad (1)$$

$t m_t$ et $t \sigma_t$ indépendants det (1)

4 points

Exo 3

4 points

$$1) Y_u = U X \text{ avec } U = U^T \text{ de rang } 1 \quad (1)$$

$$Y_u \sim N_1(u^T m, u^T \Sigma u) \quad (1)$$

2 points

$$2) \phi_X(u) = \phi_{Y_u}(1) \quad (1)$$

$$X \sim N_n(m, \Sigma) \quad (1)$$

2 points