

Toutes les variables aléatoires qui interviennent dans ce problème sont définies sur un même espace probabilisé (Ω, \mathcal{T}, P) .

L'objet de ce problème est la recherche et l'étude de lois possédant une propriété, dite de *stabilité*, qui intervient dans la modélisation de nombreux phénomènes satisfaisant une certaine invariance d'échelle.

— Soit X une variable aléatoire réelle. On dit qu'une suite $(X_k)_{k \geq 1}$ de variables aléatoires est *une suite de copies de X* si $(X_k)_{k \geq 1}$ est une suite de variables indépendantes ayant toutes même loi que X .

— On dit d'une variable aléatoire réelle X suit une *loi stable* si il existe une suite réelle strictement positive $(a_n)_{n \geq 1}$ telle que, pour tout suite $(X_k)_{k \geq 1}$ de copies de X et pour tout entier n supérieur ou égal à 1, $X_1 + \dots + X_n$ et $a_n X$ ont la même loi. On vérifie facilement l'unicité de la suite $(a_n)_{n \geq 1}$ si X n'est pas nulle presque sûrement. On dira alors que $(a_n)_{n \geq 1}$ est la *suite associée* à la loi de X .

On note \mathbb{N}^* l'ensemble des entiers supérieurs ou égaux à 1.

On admettra que :

$$\forall A > 0, \quad \arctan(A) + \arctan\left(\frac{1}{A}\right) = \frac{\pi}{2}$$

où l'expression \arctan désigne la fonction réciproque de la restriction de la fonction tangente à $\left]-\frac{\pi}{2}; \frac{\pi}{2}\right[$.

Partie A - Un résultat sur certaines suites positives

Soit $(u_n)_{n \geq 1}$ une suite de réels strictement positifs vérifiant les deux propriétés suivantes :

- pour tout couple d'entiers $(m, n) \in (\mathbb{N}^*)^2$, $u_{mn} = u_m u_n$.
- il existe un réel strictement positif A tel que, pour tout couple $(m, n) \in (\mathbb{N}^*)^2$, si $m \leq n$, alors $u_m \leq A u_n$.

On veut montrer qu'il existe un réel positif α tel que, pour tout entier $n \in \mathbb{N}^*$, $u_n = n^\alpha$.

- (1). Montrer que $u_1 = 1$.
- (2). Montrer que, pour tout couple $(r, k) \in \mathbb{N}^* \times \mathbb{N}$, $u_{r,k} = u_r^k$.
- (3). Soit $r \in \mathbb{N}^*$, avec $r \geq 2$. Montrer qu'il existe un réel α_r tel que, pour tout entier n de la forme r^k , où k est un entier positif, $u_n = n^{\alpha_r}$.
Exprimer α_r en fonction de r et de u_r .
- (4). Soit $(r_1, r_2) \in (\mathbb{N}^*)^2$, $r_2 > r_1 \geq 2$. On introduit alors les réels α_{r_1} et α_{r_2} définis selon la question précédente.
 - (a). Soit $k \in \mathbb{N}^*$. Montrer qu'il existe un entier ℓ tel que $r_2^k \leq r_1^\ell < r_2^{k+1}$.
 - (b). En déduire que $(r_2)^{\alpha_{r_2}} \leq A (r_2^{k+1})^{\alpha_{r_1}}$ et $(r_2^k)^{\alpha_{r_1}} \leq A (r_2^{k+1})^{\alpha_{r_2}}$.
 - (c). En faisant tendre k vers l'infini, déduire l'égalité $\alpha_{r_1} = \alpha_{r_2}$. Conclure.

Partie B - La loi gaussienne

- (1). On rappelle l'expression de la densité d'une variable gaussienne de moyenne m et de variance σ^2 .

$$f_{m, \sigma^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$$

- (a). Soit a un réel strictement positif et b et c deux réels quelconques.
Trouver trois réels α , m et σ que l'on exprimera en fonction de a , b et c tels que :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad \frac{(x-m)^2}{2\sigma^2} + \alpha = ax^2 + bx + c$$

- (b). En déduire que $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(ax^2+bx+c)} dx = \sqrt{\frac{\pi}{a}} e^{\frac{b^2-4ac}{4a}}$.
- (c). Soient G et G' deux variables aléatoires gaussiennes centrées indépendantes de variances respectives σ^2 et σ'^2 .
Redémontrer en calculant la densité de la loi de $G + G'$, que $G + G'$ est une variable gaussienne dont on donnera l'espérance et la variance.
- (d). Montrer que G suit une loi stable. Quelle est la suite associée à la loi de G ?

- (2). Dans cette question X est une variable aléatoire qui suit une loi stable et qui admet une espérance m et une variance σ^2 strictement positive. On ne suppose pas que X suit une loi gaussienne.

Soit $(X_k)_{k \geq 1}$ une suite de copies de X et $(a_k)_{k \geq 1}$ la suite associée à la loi de X .

- (a). En considérant les variances de $X_1 + \dots + X_n$ et de $a_n X$, donner, pour tout entier naturel n non nul, la valeur de a_n . Montrer que $m = 0$.
- (b). En appliquant le théorème de la limite centrée, montrer que X suit une loi gaussienne.

[fac]

Partie A - Un résultat sur certaines suites positives

- (1). On a $u_1 = u_{1 \times 1} = u_1 u_1$ donc $u_1 = u_1^2$ donc $u_1 = 0$ ou $u_1 = 1$, et comme $u_1 > 0$, on a $u_1 = 1$.
- (2). Soit $r \in \mathbb{N}^*$ fixé. On note pour tout $k \in \mathbb{N}$, $\mathcal{P}(k)$: ' $u_{r,k} = u_r^k$ ', et on va montrer par récurrence sur k que la propriété $\mathcal{P}(k)$ est vraie pour tout $k \geq 0$.
 — Pour $k = 0$, on a $u_{r,0} = u_1 = 1 = u_r^0$, donc $\mathcal{P}(0)$ est vraie.
 — Supposons que l'on ait la propriété $\mathcal{P}(k)$ pour un entier $k \geq 0$, et montrons, sous cette hypothèse que l'on a $\mathcal{P}(k+1)$.
 On a $u_{r,k+1} = u_{r,k} u_r = (u_r)^k \times u_r = (u_r)^{k+1}$, d'où $\mathcal{P}(k+1)$.
 — la propriété $\mathcal{P}(k)$ étant vraie au rang 0 et héréditaire, elle est donc vraie pour tout entier $k \geq 0$.
- (3). Raisonnons par analyse/synthèse.
 — **Analyse** : supposons qu'il existe un réel α_r tel que, pour tout $k \in \mathbb{N}$, $u_{r,k} = (r^k)^{\alpha_r}$.
 Alors $u_r = r^{\alpha_r}$, donc $\ln(u_r) = \alpha_r \ln(r)$ ce qui donne $\alpha_r = \frac{\ln(u_r)}{\ln(r)}$ tout étant strictement positif pour prendre le logarithme.
 — **Synthèse** : on pose $\alpha_r = \frac{\ln(u_r)}{\ln(r)}$. Alors on a bien $u_r = r^{\alpha_r}$, d'où l'existence et la valeur de α_r .
- (4). (a). La suite géométrique $(r_1^n)_{n \geq 0}$ tendant vers $+\infty$ puis de raison strictement supérieure à 1, il existe un entier n_0 , tel que pour tout $n \geq n_0$, $r_2^k \leq r_1^n$. On considère alors ℓ le plus petit entier n_0 qui satisfait à cela (il existe !). On a alors $r_2^k \leq r_1^\ell$.
 Par définition de ℓ , on a $r_1^{\ell-1} < r_2^k$ (même si $\ell = 1$), et par suite, $r_1^{\ell-1} \times r_1 < r_2^k \times r_1 < r_2^k \times r_2 = r_2^{k+1}$.
- (b). — De $r_2^k \leq r_1^\ell$, on tire que $u_{r_2,k} \leq A u_{r_1,\ell}$ ce qui donne $(r_2^k)^{\alpha_{r_2}} \leq A (r_1^\ell)^{\alpha_{r_1}} \leq A (r_2^{k+1})^{\alpha_{r_2}}$.
 — De $r_2^k \leq r_1^\ell$, on tire que $u_{r_2,k} \leq A u_{r_1,\ell}$ ce qui donne $(r_2^k)^{\alpha_{r_1}} \leq A (r_1^\ell)^{\alpha_{r_1}} \leq A (r_2^{k+1})^{\alpha_{r_1}}$.
 étant entendu que ceci n'est valable que si α_{r_1} et α_{r_2} sont strictement positifs. Ce qui est le cas, car sinon, de la relation $u_r \leq A u_{r,k}$ que l'on a car $r \leq r^k$ pour $k \geq 1$, on tirerait que $0 \leq u_r \leq A (r^k)^{\alpha_r} \xrightarrow[k \rightarrow +\infty]{} 0$ et donc que $u_r = 0$, ce qui est contraire à l'hypothèse faite sur la stricte positivité des termes de la suite.
- (c). Si $\alpha_{r_1} \neq \alpha_{r_2}$, quitte à supposer $\alpha_{r_1} > \alpha_{r_2}$, la deuxième inégalité de la question précédente permet $(r_2^k)^{\alpha_{r_1}} \times (r_2^{k+1})^{-\alpha_{r_2}} \leq A$ ce qui donne $(r_2)^{-\alpha_{r_2}} \times (r_2^k)^{\alpha_{r_1} - \alpha_{r_2}} \leq A$.
 Or $(r_2)^{-\alpha_{r_2}} \times (r_2^{k+1})^{-\alpha_{r_1}} = r_2^{-\alpha_{r_2}} \times (r_2^k)^{\alpha_{r_1} - \alpha_{r_2}} \xrightarrow[k \rightarrow +\infty]{} +\infty$ car $r_2 > 1$ et $\alpha_{r_1} - \alpha_{r_2} > 0$, ce qui est impossible car ma quantité $(r_2)^{\alpha_{r_2}} \times (r_2^{k+1})^{-\alpha_{r_1}}$ est majorée par A .
 Par suite $\alpha_{r_1} \leq \alpha_{r_2}$. En supposant maintenant que $\alpha_{r_1} < \alpha_{r_2}$, à partir de la deuxième inégalité de la question précédente, on montrerait que ce n'est pas possible, et donc que $\alpha_{r_1} \geq \alpha_{r_2}$ ce qui donnera l'égalité.
 Par conséquent, la suite (α_r) ainsi construite est constante égale à $\alpha \in \mathbb{R}_+$ et par conséquent pour tout $n \in \mathbb{N}$, $u_n = n^\alpha$.

Partie B - La loi gaussienne

(1). (a). Il suffit de faire la mise sous forme canonique d'un polynôme de degré 2 pour obtenir :

$$\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2} + \alpha = ax^2 + bx + c \text{ avec } \begin{cases} \alpha = \frac{4ac - b^2}{4a} \\ m = -\frac{2a}{b} \\ \sigma = \sqrt{\frac{1}{2a}} \end{cases}$$

- (b). On sait que $\int_{-\infty}^{+\infty} f_{m,\sigma^2}(x) dx$ converge et vaut 1 comme densité de probabilité d'une loi $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$. En définissant α , m et σ comme dans la question précédente, on en déduit que $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{-(ax^2+bx+c)} dx$ converge et vaut $e^{-\alpha} \sqrt{2\pi\sigma} = \sqrt{\frac{\pi}{a}} e^{\frac{b^2-4ac}{4a}}$.
- (c). On note f et g les densités respectives de G et G' , c'est à dire $f = f_{0,\sigma^2}$ et $g = f_{0,\sigma'^2}$. Les deux variables aléatoires G et G' étant indépendantes à densité, une densité h , sous réserve que cela ait du sens en terme de convergence d'intégrale, de la variable aléatoire $G + G'$ sera obtenue à l'aide du produit de convolution ci-dessous :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad h(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)g(x-t) dt$$

$$\text{Or } f(t)g(x-t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma'\sqrt{2\pi}} e^{-\left(\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma'^2}\right)t^2 + \left(-\frac{x}{\sigma'^2} + \frac{x}{2\sigma'^2}\right)t}$$

ce qui donne une intégrale $\int_{-\infty}^{+\infty} f(t)g(x-t) dt$ convergente d'après la question précédente, et de valeur :

$$h(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sigma'\sqrt{2\pi}} \sqrt{\frac{\pi}{\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma'^2}}} e^{\frac{\left(-\frac{x}{\sigma'^2}\right)^2 - \left(\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma'^2}\right)\left(\frac{x^2}{2\sigma'^2}\right)}{4\left(\frac{1}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma'^2}\right)}}$$

ce qui peut se réécrire (à faire) :

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad h(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma^2 + \sigma'^2}} e^{-\frac{x^2}{2(\sigma^2 + \sigma'^2)}}$$

qui est la densité d'une loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma^2 + \sigma'^2)$.

- (d). On considère la suite $(G_k)_{k \geq 1}$ où $G_k \hookrightarrow \mathcal{N}(0, \sigma^2)$. On a $G_1 + \dots + G_n \hookrightarrow \mathcal{N}(0, n\sigma^2)$, et $\sqrt{n}G \hookrightarrow \mathcal{N}(0, n\sigma^2)$ donc G suit une loi stable et la suite associée à cette loi est $(\sqrt{n})_{n \geq 1}$.

(2). Par indépendance de (X_1, \dots, X_n) , on a $v\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n v(X_i) = n\sigma^2$ et comme

$\sum_{i=1}^n X_i$ a même loi que $a_n X$, on en déduit que $n\sigma^2 = v(a_n X) = a_n^2 v(X) = a_n \sigma^2$, et par suite $a_n = \sqrt{n}$.

Sur le même principe, on a $X_1 + X_2$ et $a_2 X$ qui ont même loi. On peut alors écrire $E(X_1 + X_2) = E(\sqrt{2}X)$ et par suite $2m = m\sqrt{2}$ soit $m = 0$.

(3). En posant $S_n = X_1 + \dots + X_n$, le théorème de la limite centrée permet d'affirmer que $\left(\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{v(S_n)}}\right)_{n \geq 1}$ converge en loi vers une variable aléatoire de loi normale centrée réduite.

On a ici $E(S_n) = m\sqrt{n}$ et $v(S_n) = n\sigma^2$, donc $\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{v(S_n)}} = \frac{S_n}{\sigma\sqrt{n}}$. Or S_n a même loi que $\sqrt{n}X$, donc $\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{v(S_n)}}$ a même loi que $\frac{X}{\sigma}$, ces deux variables ayant alors la même

fonction de répartition. Ainsi, $\forall x \in \mathbb{R}$, $\Phi(x) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{v(S_n)}} \leq x\right) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \mathbb{P}\left(\frac{X}{\sigma} \leq x\right) = \mathbb{P}\left(\frac{X}{\sigma} \leq x\right)$ et donc $\frac{X}{\sigma} \hookrightarrow \mathcal{N}(0, 1)$, et donc $X \hookrightarrow \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.