

I/ Suites.

1. Soient deux suites u et w telles que :

- u est inférieure à w à partir d'un certain rang
- u diverge vers $+\infty$

Alors w diverge également vers $+\infty$.

Preuve : Une suite diverge vers $+\infty$ quand à partir d'un certain rang, tous ses termes peuvent être rendus aussi grands que voulu.

Soit $A > 0$ (sous-entendu, aussi grand que voulu). Puisque u diverge vers $+\infty$, alors à partir d'un certain rang p (qui dépend de A), tous les termes de u sont plus grands que A .

Puisque u est inférieure à w à partir d'un certain rang, il existe donc un rang q à partir duquel chaque terme de u est inférieur au terme de w de même rang.

Donc, une fois qu'on a dépassé à la fois le rang p et le rang q (c'est-à-dire : à partir du rang $r = \max(p, q)$), tous les termes de w sont plus grands que A (puisque si on choisit un rang $n \geq r$, on a à la fois $u_n \geq A$ (car $n \geq p$) et $w_n \geq u_n$ (car $n \geq q$) donc $w_n \geq A$).

Nous venons bien de démontrer que w diverge également vers $+\infty$ (puisque ce raisonnement est valable pour tout $A > 0$). □

2. Soit $q > 1$. Alors la suite $(q^n)_{n \in \mathbb{N}}$ diverge vers $+\infty$.

Preuve : Soient $a > 0$ et P_n la propriété « $(1 + a)^n \geq 1 + na$ ». Démontrons que cette propriété est vraie sur \mathbb{N} par récurrence sur n :

- Initialisation : $(1 + a)^0 = 1$ et $1 + 0 \times a = 1$, donc on a bien $(1 + a)^0 \geq 1 + 0 \times a$.
- Hérédité : supposons que $(1 + a)^n \geq 1 + na$. Alors :

$$\begin{aligned}
 (1 + a)^{n+1} &= (1 + a) \times (1 + a)^n && \left. \begin{array}{l} \text{On utilise l'hypothèse de récurrence} \\ \text{On développe} \end{array} \right\} \\
 &\geq (1 + a) \times (1 + na) && \\
 &\geq 1 + na + a + na^2 && \left. \begin{array}{l} \text{On fait apparaître le } (n+1)a \text{ de } P_{n+1} \\ na^2 \geq 0 \end{array} \right\} \\
 &\geq 1 + (n+1)a + na^2 && \\
 &\geq 1 + (n+1)a &&
 \end{aligned}$$

On vient bien de démontrer P_{n+1} .

- Conclusion : On a bien montré que $\forall n \in \mathbb{N}, (1 + a)^n \geq 1 + na$.

Maintenant puisque $q > 1$ alors $q = 1 + (q - 1)$ avec $(q - 1) > 0$. On peut donc utiliser la propriété P_n avec $a = q - 1$: $\forall n \in \mathbb{N}, q^n \geq 1 + n(q - 1)$. Or la suite de droite est une suite arithmétique de raison $q - 1 > 0$ donc diverge vers $+\infty$. La suite $(q^n)_{n \in \mathbb{N}}$, minorée par une suite divergeant vers $+\infty$, admet donc la même limite. □

II/ La fonction exponentielle

3. S'il existe une fonction f définie et dérivable sur \mathbb{R} vérifiant $\forall x \in \mathbb{R}, f'(x) = f(x)$ et $f(0) = 1$, alors il y a unicité d'une telle fonction.

Idée de la preuve : On va montrer que si f et g sont deux fonctions vérifiant les contraintes, alors nécessairement $f = g$ en montrant que $\frac{f}{g} = 1$. Pour cela, il faut tout d'abord montrer qu'une fonction vérifiant les contraintes ne s'annule jamais (pour justifier la division par g).

Preuve : **Etape 1** : Soit f une fonction vérifiant les contraintes. Définissons $h : x \mapsto f(x)f(-x)$.

h est dérivable sur \mathbb{R} (puisque $x \mapsto f(-x)$ est dérivable comme composée de f dérivable et d'une fonction affine, et le produit de deux fonctions dérivables est dérivables), et :

$$\begin{aligned}
 \forall x \in \mathbb{R}, h'(x) &= f'(x) \times f(-x) + f(x) \times (-f'(-x)) && \left. \begin{array}{l} \text{Puisque } f' = f \\ \text{On simplifie} \end{array} \right\} \\
 &= f(x) \times f(-x) - f(x) \times f(-x) && \\
 &= 0 &&
 \end{aligned}$$

Ainsi h est une fonction constante. Or on connaît $h(0) = f(0) \times f(-0) = 1 \times 1 = 1$. Ce qui veut dire que $\forall x \in \mathbb{R}, f(x)f(-x) = 1$. Il est donc impossible que f s'annule (si elle s'annulait en x_0 on aurait $f(x_0)f(-x_0) = 0$ ce qui est en contradiction avec ce qu'on vient de démontrer.

Etape 2 : Soient f et g deux fonctions vérifiant les contraintes. Définissons la fonction $i : x \mapsto \frac{f(x)}{g(x)}$.

i est dérivable sur \mathbb{R} (f et g le sont et g ne s'annule pas), et :

$$\forall x \in \mathbb{R}, i'(x) = \frac{f'(x)g(x) - f(x)g'(x)}{(g(x))^2} = \frac{f(x)g(x) - f(x)g(x)}{(g(x))^2} = 0$$

Ainsi i est une fonction constante. Or on connaît $i(0) = \frac{f(0)}{g(0)} = \frac{1}{1} = 1$. Ce qui veut dire que $\forall x \in \mathbb{R}, \frac{f(x)}{g(x)} = 1$.

On a bien démontré que $f = g$ ainsi, si elle existe, une fonction qui vérifie ces contraintes est unique. \square

4. $\lim_{x \rightarrow +\infty} e^x = +\infty.$

Preuve : Démontrons que $\forall x \in \mathbb{R}, e^x \geq x$.

Pour cela considérons la fonction $f : x \mapsto e^x - x$ et étudions son signe. Pour ce faire, dérivons, étudions les variations :

$\forall x \in \mathbb{R}, f'(x) = e^x - 1$. Or exp est strictement croissante et $e^0 = 1$, d'où le tableau suivant :

x	$-\infty$	0	$+\infty$
Sgn. $f'(x)$	$-$	0	$+$
Var. f			

Ainsi f admet un minimum en 0 qui vaut 1 , donc $\forall x \in \mathbb{R}, f(x) \geq 1$. On a bien démontré que $\forall x \in \mathbb{R}, e^x \geq x$.

De plus, $\lim_{x \rightarrow +\infty} x = +\infty$ donc par comparaison, $\lim_{x \rightarrow +\infty} e^x = +\infty$. \square

III/ Géométrie dans l'espace

5. Si \mathcal{P} est un plan, alors $\exists (a, b, c) \in \mathbb{R}^3$ non tous nuls et $d \in \mathbb{R}$ tels que $\mathcal{P} = \{M(x; y; z) | ax + by + cz + d = 0\}$.
Réciproquement, si (a, b, c) sont trois réels non tous nuls et si d est un réel, alors l'ensemble $\mathcal{P} = \{M(x; y; z) | ax + by + cz + d = 0\}$ est un plan de l'espace.

Preuve : **Sens direct :** soient $A(x_A; y_A; z_A)$ un point du plan \mathcal{P} , et $\vec{n} = (a; b; c)$ un vecteur normal à \mathcal{P} (c'est-à-dire orthogonal à \mathcal{P} et non nul donc a, b et c sont non tous nuls).

Soit $M(x; y; z)$ un point de l'espace. $M \in \mathcal{P} \iff \overrightarrow{AM} \cdot \vec{n} = 0 \iff \begin{pmatrix} x - x_A \\ y - y_A \\ z - z_A \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \end{pmatrix} = 0 \iff$

$$a(x - x_A) + b(y - y_A) + c(z - z_A) = 0 \iff ax + by + cz + (-ax_A - by_A - cz_A) = 0.$$

On a bien montré qu'il existe trois réels (a, b, c) non tous nuls et un réel $d = -ax_A - by_A - cz_A$ tels que $\mathcal{P} = \{M(x; y; z) | ax + by + cz + d = 0\}$. \square

Sens réciproque : sans perte de généralité, on peut supposer que a est non nul (sinon c'est b ou c , et au

lieu de diviser par a on diviserait par b ou c). Ainsi le point $A = \begin{pmatrix} -d/a \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$ est un point de \mathcal{P} : effectivement

$$a \times \frac{-d}{a} + b \times 0 + c \times 0 + d = -d + d = 0. \text{ Soient } M = \begin{pmatrix} x \\ y \\ z \end{pmatrix} \text{ un point de } \mathcal{P} \text{ et } \vec{n} \text{ le vecteur } \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \end{pmatrix}.$$

$$\text{Alors } \overrightarrow{AM} \cdot \vec{n} = \begin{pmatrix} x + \frac{d}{a} \\ y \\ z \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \end{pmatrix} = a \left(x + \frac{d}{a} \right) + by + cz = ax + by + cz + d = 0 \text{ par définition de } \mathcal{P}.$$

Donc l'ensemble \mathcal{P} est un plan (c'est le plan perpendiculaire au vecteur \vec{n} passant par A). \square

6. Soient \mathcal{D} une droite et \mathcal{P} un plan. Alors \mathcal{D} est perpendiculaire à \mathcal{P} si et seulement si \mathcal{D} est orthogonale à deux droites sécantes de \mathcal{P} .

Preuve :

Sens direct : Soit \mathcal{D} une droite perpendiculaire à un plan \mathcal{P} . Alors par définition, \mathcal{D} est orthogonale à toute droite du plan \mathcal{P} . Donc si on choisit deux droites sécantes de \mathcal{P} , \mathcal{D} est bien orthogonale à chacune de ces deux droites. \square

Sens réciproque : Soient \mathcal{P} un plan, \mathcal{D}_1 et \mathcal{D}_2 deux droites sécantes de ce plan, et \mathcal{D} une droite perpendiculaire à \mathcal{D}_1 et \mathcal{D}_2 .

Soient \vec{n} un vecteur directeur de \mathcal{D} , \vec{u} un vecteur directeur de \mathcal{D}_1 et \vec{v} un vecteur directeur de \mathcal{D}_2 :

- Puisque \mathcal{D}_1 et \mathcal{D}_2 sont sécantes, \vec{u} et \vec{v} sont donc deux vecteurs non colinéaires de \mathcal{P} . Ainsi tout vecteur de \mathcal{P} s'écrit comme combinaison linéaire de \vec{u} et \vec{v} .
- Puisque $\mathcal{D} \perp \mathcal{D}_1$, $\vec{n} \cdot \vec{u} = 0$
- Puisque $\mathcal{D} \perp \mathcal{D}_2$, $\vec{n} \cdot \vec{v} = 0$

Soit Δ une droite de \mathcal{P} . Son vecteur directeur \vec{w} est donc un vecteur de \mathcal{P} donc est combinaison linéaire de \vec{u} et \vec{v} : $\exists(a, b) \in \mathbb{R}^2$ tels que $\vec{w} = a\vec{u} + b\vec{v}$.

Alors $\vec{n} \cdot \vec{w} = \vec{n} \cdot (a\vec{u} + b\vec{v}) = a\vec{n} \cdot \vec{u} + b\vec{n} \cdot \vec{v} = a \times 0 + b \times 0 = 0$. Donc $\mathcal{D} \perp \Delta$. Ainsi \mathcal{D} est bien orthogonale à toute droite de \mathcal{P} . \square

IV/ Probabilités

7. Soient A et B deux événements. Si A et B sont indépendants, alors \overline{A} et B le sont également.

Preuve :

Soient A et B deux événements indépendants. Cela veut dire que $P(A \cap B) = P(A) \times P(B)$ (*).

A et \overline{A} forment une partition de l'univers, c'est-à-dire que $A \sqcup \overline{A} = \Omega$, ainsi $B \cap A$ et $B \cap \overline{A}$ forment une partition de B , c'est-à-dire que $(A \cap B) \sqcup (\overline{A} \cap B) = B$. D'où $P(A \cap B) + P(\overline{A} \cap B) = P(B)$ (**).

En combinant les égalités (*) et (**), on obtient que :

$$P(A) \times P(B) + P(\overline{A} \cap B) = P(B)$$

$$P(\overline{A} \cap B) = P(B) - P(A) \times P(B)$$

$$P(\overline{A} \cap B) = P(B) \times (1 - P(A))$$

$$P(\overline{A} \cap B) = P(B) \times P(\overline{A})$$

Ce qui veut exactement dire que \overline{A} et B sont indépendants. \square

8. Soient $\lambda > 0$ et X une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre λ . Alors l'espérance de X vaut $\frac{1}{\lambda}$.

Preuve :

Soient $\lambda > 0$, X une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre λ et $a > 0$. Calculons

$\int_0^a t \times \lambda e^{-\lambda t} dt$. Appelons f la fonction définie sur \mathbb{R}_+ par $f(t) = \lambda t e^{-\lambda t}$.

Démontrons que la fonction F définie sur $[0; +\infty[$ par $F(t) = \left(-t - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda t}$ est une primitive de f .

$$\begin{cases} u(t) = -t - \frac{1}{\lambda} \\ v(t) = e^{-\lambda t} \end{cases} \quad \begin{cases} u'(t) = -1 \\ v'(t) = -\lambda e^{-\lambda t} \end{cases}$$

Ainsi, $\forall t \geq 0$, $F'(t) = -1 \times e^{-\lambda t} + \left(-t - \frac{1}{\lambda}\right) \times (-\lambda e^{-\lambda t}) = -e^{-\lambda t} + t\lambda e^{-\lambda t} + \lambda e^{-\lambda t} = \lambda t e^{-\lambda t} = f(t)$.

Ainsi $\int_0^a t \times \lambda e^{-\lambda t} dt = \left[\left(-t - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda t} \right]_0^a = \left(-a - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda a} - \left(-0 - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda \cdot 0} = \left(-a - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda a} + \frac{1}{\lambda}$.

Or l'exponentielle l'emporte sur les puissances ainsi $\lim_{a \rightarrow +\infty} \left(-a - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda a} = 0$, d'où

$\lim_{a \rightarrow +\infty} \int_0^a t \times \lambda e^{-\lambda t} dt = \frac{1}{\lambda}$ ce qui veut exactement dire que $E(X) = \frac{1}{\lambda}$. \square

9. Soient $\alpha \in]0; 1[$ et X une variable aléatoire suivant la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. Alors $\exists u_\alpha > 0$ tel que $P(-u_\alpha \leq X \leq u_\alpha) = 1 - \alpha$.

Preuve :

Soient $\alpha \in]0; 1[$ et X une variable aléatoire suivant la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$. Appelons Φ la fonction définie sur \mathbb{R} par $\Phi(x) = P(X \leq x)$. On doit résoudre dans $]0; +\infty[$ l'équation :

$$\begin{array}{lcl}
 P(-x \leq X \leq x) = 1 - \alpha & & \\
 \Phi(x) - \Phi(-x) = 1 - \alpha & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \text{Par définition de } \Phi \\
 \Phi(x) - (1 - \Phi(x)) = 1 - \alpha & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \Phi(-x) = 1 - \Phi(x) \\
 2\Phi(x) - 1 = 1 - \alpha & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \text{On simplifie} \\
 2\Phi(x) = 2 - \alpha & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & +1 \\
 \Phi(x) = 1 - \frac{\alpha}{2} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \div 2
 \end{array}$$

Or :

$$\begin{array}{lcl}
 0 < \alpha < 1 & & \\
 0 < \frac{\alpha}{2} < \frac{1}{2} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \div 2 \\
 0 > -\frac{\alpha}{2} > -\frac{1}{2} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \times (-1) \\
 1 > 1 - \frac{\alpha}{2} > \frac{1}{2} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & +1
 \end{array}$$

On cherche donc à montrer que dans $]0; +\infty[$ l'équation $\Phi(x) = k$ avec $k \in]0, 5; 1[$ a une unique solution. La fonction Φ , sur $]0; +\infty[$ est continue, strictement croissante (car c'est une fonction d'aire), avec $\Phi(0) = 0, 5$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} \Phi(x) = 1$. Donc par application du théorème des valeurs intermédiaires dans le cas strictement monotone, on a bien l'existence d'une unique solution de cette équation. \square

10. Soient $p \in [0; 1]$, $\alpha \in]0; 1[$ et $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires telle que X_n suit la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$. Appelons I_n l'intervalle $\left[p - u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}}; p + u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} \right]$. Alors $\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(\frac{X_n}{n} \in I_n\right) = 1 - \alpha$.

Preuve :

Soient $p \in [0; 1]$, $\alpha \in]0; 1[$ et $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires telle que X_n suit la loi binomiale $\mathcal{B}(n, p)$. Soit X une variable suivant la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$.

Par application du théorème de Moivre-Laplace, on sait que la loi de la variable aléatoire $\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}$ "tend" vers la loi normale $\mathcal{N}(0, 1)$, donc :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P\left(-u_\alpha \leq \frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq u_\alpha\right) = P(-u_\alpha \leq X \leq u_\alpha). (*)$$

Or par définition de u_α , $P(-u_\alpha \leq X \leq u_\alpha) = 1 - \alpha$ (**).

Partons maintenant de l'encadrement :

$$\begin{array}{lcl}
 -u_\alpha \leq \frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq u_\alpha & & \\
 -u_\alpha \sqrt{np(1-p)} \leq X_n - np \leq u_\alpha \sqrt{np(1-p)} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \times \sqrt{np(1-p)} \\
 np - u_\alpha \sqrt{np(1-p)} \leq X_n \leq np + u_\alpha \sqrt{np(1-p)} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & + np \\
 p - u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} \leq \frac{X_n}{n} \leq p + u_\alpha \frac{\sqrt{p(1-p)}}{\sqrt{n}} & \left. \begin{array}{l} \\ \\ \end{array} \right\} & \div n
 \end{array}$$

Ainsi $P\left(-u_\alpha \leq \frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq u_\alpha\right) = P\left(\frac{X_n}{n} \in I_n\right)$, d'où le résultat en combinant avec (*) et (**). \square