

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  $(1 + a)^0 \geq 1 + 0 \times a$ .
- Hérité : supposons que  $(1 + a)^n \geq 1 + na$ . Alors :

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

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 :

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

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 :

|                        |           |     |           |
|------------------------|-----------|-----|-----------|
| $x$                    | $-\infty$ | $0$ | $+\infty$ |
| <b>Sgn.</b><br>$f'(x)$ | $-$       | $0$ | $+$       |
| <b>Var.</b><br>$f$     |           |     |           |

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

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

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

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  $\Delta$  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  $\lambda$ . Alors l'espérance de  $X$  vaut  $\frac{1}{\lambda}$ .

Preuve :

Soient  $\lambda > 0$ ,  $X$  une variable aléatoire suivant la loi exponentielle de paramètre  $\lambda$  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  $\int_0^a t \times \lambda e^{-\lambda t} dt = \left[ \left(-t - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda t} \right]_0^a = \left(-a - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda a} - \left(-0 - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda 0} = \left(-a - \frac{1}{\lambda}\right) e^{-\lambda a} + \frac{1}{\lambda}$ .

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  $\Phi$  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  $\Phi$ , 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  $u_\alpha$ ,  $P(-u_\alpha \leq X \leq u_\alpha) = 1 - \alpha$  (\*\*).

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 (\*\*).  $\square$