

Ce très court DM est là pour attendre que de nouvelles notions soient traitées. Il utilise essentiellement des connaissances et des raisonnements de sup. Il est à rendre pour le 17 septembre.

## DM n°2

### Exercice 1

On étudie dans cet exercice quelques aspects d'une marche aléatoire symétrique en dimension 1. Une marche aléatoire symétrique en dimension 1 modélise les déplacements successifs d'un point matériel sur une droite qui se font dans un sens ou dans l'autre avec la même probabilité.

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires, mutuellement indépendantes qui suivent la loi de Rademacher, définies sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ <sup>1</sup>. On dit qu'une variable aléatoire suit une loi de Rademacher si elle prend comme valeurs 1 et  $-1$  avec la même probabilité, autrement dit si elle suit la loi uniforme sur  $\{-1, 1\}$

On pose pour tout entier  $n \geq 1$ ,

$$S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n.$$

#### 1. Écart à l'origine

On se donne un réel  $\varepsilon$  strictement positif.

*l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev pour la variable aléatoire  $X$  s'obtient en appliquant l'inégalité de Markov à  $(X - \mathbf{E}(X))^2$ , qui est bien une variable positive. Nous allons comparer ce que nous fournit l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev à ce que l'on obtient en appliquant l'inégalité de Markov à  $(\exp(t(X - \mathbf{E}(x))))$ , alternative très classique à l'inégalité.*

- (a) Calculer pour tout entier naturel  $n \geq 1$  l'espérance et la variance de  $S_n$ .  
 (b) En utilisant la formule de Bienaymé-Tchebychev, majorer pour tout entier  $n \geq 1$ ,  $\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon\right)$ .

Donner un entier naturel  $n_0$  tel que pour tout  $n \geq n_0$ ,  $\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} < 10^{-1}\right) \geq 0,99$ .

- (c) **3/2** Montrer que pour tout réel  $x$ , la série  $\sum \frac{x^n}{n!}$  converge de somme  $e^x$ .

*On pourra consulter les fiches de colles de MPSI.*

- (d) En déduire que pour tout réel  $t$ ,  $\text{ch}(t) \leq e^{\frac{t^2}{2}}$ .  
 (e) Déduire de la question précédente que pour tout réel  $t$  et tout entier  $n \geq 1$ ,

$$\mathbf{E}(\exp(tX_1)) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right),$$

puis que :

$$\mathbf{E}\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)\right) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2n}\right).$$

---

1. Les 3/2 ne se préoccupons pas de ce qu'est un espace probabilisé.

(f) En déduire que pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ , et tout réel  $t$   $\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2n} - t\varepsilon\right)$ .

Montrer que pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ ,

$$\mathbf{P}\left(\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon\right) \leq \exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2}\right).$$

(g) Montrer que :

$$\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon\right) \leq 2 \exp\left(-\frac{n\varepsilon^2}{2}\right).$$

Déterminer un entier naturel  $n_0$  tel que pour tout  $n \geq n_0$ ,  $\mathbf{P}\left(\frac{|S_n|}{n} < 10^{-1}\right) \geq 0,99$ .

## 2. Loi de $S_n$

(a) Pour tout entier  $n \geq 1$  on définit les variables aléatoires

$$X_n^* := \frac{X_n + 1}{2}; S_n^* = X_1^* + X_2^* + \dots + X_n^*.$$

Déterminer pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ , la loi de  $X_n^*$  et de  $S_n^*$ .

(b) En déduire la loi de  $S_n$ .

## 3. Retour à l'Origine.

On convient que  $S_0$  est la variable aléatoire presque sûrement nulle. On considère par ailleurs la variable aléatoire  $N$  à valeurs dans  $\mathbf{R} \cup \{+\infty\}$ ,

$$N = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbf{1}_{S_n=0}.$$

On convient évidemment dans la définition de  $N$  que la somme d'une série à termes positifs divergente vaut  $+\infty$  et on rappelle que pour tout  $\omega \in \Omega$ ,  $\mathbf{1}_{S_n=0} = \begin{cases} 1 & \text{si } S_n(\omega) = 0, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$

On définit également la variable aléatoire  $T$  à valeurs dans  $\mathbf{R}_+^* \cup \{+\infty\}$  par :

$$T = \min\{n \in \mathbf{N}^* | S_n = 0\},$$

avec la convention que pour toute partie  $A$  de  $\mathbf{N}$ ,  $\min(A)$  désigne le plus petit élément de  $A$  ou  $+\infty$ , selon que  $A$  soit non vide ou vide. Pour tout  $n \in \mathbf{N}$ , on notera  $p_n = \mathbf{P}(S_n = 0)$ , et pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ ,  $f_n = \mathbf{P}(T = n)$

(a) Que représente les variables aléatoires  $N$  et  $T$  ?

Exprimer l'événement  $\{N \neq 0\}$  au moyen des événements  $\{S_k = 0\}$ ,  $k \in \mathbf{N}^*$ .

(b) Pour tout  $n \in \mathbf{N}$  exprimer au moyen des événements  $\{S_k = 0\}$ ,  $k \in \mathbf{N}^*$ , l'événement  $E_n$  défini par :

$$E_n = \{\omega \in \Omega | S_n(\omega) = 0 \text{ et } \forall k \in \llbracket n, +\infty \llbracket, S_k(\omega) \neq 0\}.$$

Interpréter l'événement  $E_n$ .

(c) Exprimer l'événement  $\{N < +\infty\}$  au moyen des  $E_n$ ,  $n \in \mathbf{N}$

(d) En déduire que :

$$\mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n \geq 0} \mathbf{P}(S_n = 0) \mathbf{P}(\forall k \in \mathbf{N}^*, X_1 + X_2 + \dots + X_k \neq 0).$$

- (e) On admet que la série  $\sum_{n \geq 0} \mathbf{P}(S_n = 0)$  diverge. Déterminer  $\mathbf{P}(N = +\infty)$ .
- (f) Montrer que la série  $\sum_{n \geq 0} \mathbf{P}(S_n = 0)$  diverge.

On pourra utiliser la formule de Stirling.

#### 4. Temps de premier retour

- (a) Calculer explicitement  $f_2$  et  $f_4$ .

Soient les séries entières :

$$\sum_{n \geq 0} p_n t^n \quad \text{et} \quad \sum_{n \geq 1} f_n t^n,$$

leurs sommes seront respectivement notées  $S$  et  $F$ .

- (b) Soit  $m \in \mathbf{N}^*$ , montrer que :

$$p_m = \mathbf{P}\{S_m = 0\} = \sum_{k=1,2,\dots,m} f_k p_{m-k}.$$

**La suite de l'exercice est réservée au 5/2**

- (c) Pour tout  $t \in ]-1, 1[$  comparer  $S(t)$  et  $\frac{1}{\sqrt{1-t^2}}$ .
- (d) Établir, pour tout  $t \in ]-1, 1[$ , la relation

$$S(t) = 1 + S(t)F(t).$$

En déduire, pour tout entier  $n \geq 1$ , la valeur de  $f_n$ .

- (e) Donner un équivalent de  $f(2k)$  quand  $k \rightarrow +\infty$ .
- (f) Montrer que la série  $\sum_{n \geq 1} f_n$  converge, puis en déduire sa valeur. Interpréter.

## Exercice 2

Pour tout entier  $n$  supérieur ou égal à 2 on définit le polynôme

$$P_n = X^n - X + 1.$$

1. Soit  $n$  un entier pair non nul. Montrer que  $P'_n$  admet une et une seule racine réelle, on la notera  $x_n$ . Montrer que  $P_n$  n'admet pas de racine réelle.
2. Soit  $n$  un entier est impair distinct de 1. Montrer que  $P'_n$  admet deux et seulement deux racines réelles, opposées,  $\pm x_n$ . Montrer que  $P_n$  admet une et une seule racine réelle. Donner un intervalle de longueur inférieure ou égale à 1 qui contient la racine réelle de  $P_n$ .

Pour tout entier  $m$  supérieur ou égal à 2, on pose  $z_m$  la racine réelle de  $P_{m+1}$  et  $h_n := -1 - z_n$  de sorte à ce que  $z_n = -1 - h_n$

3. Montrer que  $z_n \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} -1$ , puis déterminer un équivalent de  $h_n$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ .
4. Soit  $n$  un élément de  $\llbracket 2, +\infty \llbracket$ . Posons  $\omega = e^{i\frac{2\pi}{n-1}}$ . Expliciter les racines complexes de  $P'_n$  au moyen de  $x_n$  et  $\omega$ . Puis montrer que les  $n$  racines complexes de  $P_n$  sont simples.
5. On note  $r_1, r_2, r_3$  les trois racines de  $P_3$  et l'on pose :

$$\Delta = \begin{vmatrix} 1+r_1 & 1 & 1 \\ 1 & 1+r_2 & 1 \\ 1 & 1 & 1+r_3 \end{vmatrix}.$$

Montrer que  $\Delta = -2$ .

6. Soient  $n$  en entier supérieur ou égal à 2 et  $r_1, r_2, \dots, r_n$  les  $n$  racines complexes de  $P_n$ .  
Calculer le déterminant  $\Delta_n$ , où :

$$\begin{vmatrix} 1+r_1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 1+r_2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 1 \\ 1 & \dots & 1 & 1+r_n \end{vmatrix}.$$

## Indications pour le DM n°2

## Exercice 1

## 1. Écart à l'origine

- (a) Soit  $n \in \mathbf{N}^*$ . En premier lieu  $E(X_1) = \frac{1}{2}1 + \frac{1}{2}(-1) = 0$  et  $V(X_1) = E(X_1^2) - E(X_1)^2 = E(1) - 0^2 = 1$ .

Utilisez ensuite la linéarité de l'espérance puis la mutuelle indépendance...

- (b) Utiliser l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev

$$\mathbf{P} \left( \frac{|S_n|}{n} < 10^{-1} \right) \geq 1 - 10^{-2} = 0,99.$$

- (c) Soit  $x \in \mathbf{R}$ .

Comme la fonction exponentielle est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  et que pour tout  $n \in \mathbf{N}$ , sa dérivée  $(n+1)^e$  — qui est elle-même — est majoré sur  $[0, x]$  par  $\exp(|x|)$ , par croissance de l'exponentielle, (l'écriture  $[0, x]$  ne présage pas que  $x$  soit positif), l'inégalité de Taylor-Lagrange donne :

$$\exp(x) = \sum_{k=0}^n \frac{x^k}{k!} + R_n(x), \text{ et } |R_n(x)| \leq \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!} \exp(|x|)$$

etc. Soit  $t \in \mathbf{R}$ . Par ce qui précède,

$$\exp\left(\frac{t^2}{2}\right) = 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{t^{2k}}{2^k k!},$$

$$\text{ch}(t) = \frac{1}{2} \left( \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{t^k}{k!} + \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(-t)^k}{k!} \right) = 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{t^{2k}}{(2k)!}.$$

Il reste à comparer les termes des deux séries.

- (d) Soient un réel  $t$  et un entier  $n \geq 1$ , Par la formule du transfert,

$$E(\exp(tX_1)) = \frac{1}{2} \exp(t \times 1) + \frac{1}{2} \exp(t \times (-1)) = \text{ch}(t) \leq \exp\left(\frac{t^2}{2}\right).$$

Le lemme de coalition fait que  $\exp\left(\frac{tX_1}{n}\right), \dots, \exp\left(\frac{tX_n}{n}\right)$  héritent de la mutuelle indépendance de  $X_1, \dots, X_n$ , donc

$$E\left(\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)\right) = E\left(\prod_{i=1}^n \exp\left(\frac{tX_i}{n}\right)\right) \stackrel{\perp\!\!\!\perp}{=} \prod_{i=1}^n E\left(\exp\left(\frac{tX_i}{n}\right)\right) = E\left(\exp\left(\frac{tX_1}{n}\right)\right)^n \leq \dots$$

- (e) Soit un entier  $n \geq 1$ . La variable aléatoire  $\exp\left(\frac{tS_n}{n}\right)$  est **positive** l'inégalité de Markov s'applique.....

Reste à optimiser en  $t$  : pour  $t = \frac{\varepsilon n}{2}$ , l'inégalité précédente devient.....

(f) D'abord,  $\left\{ \frac{|S_n|}{n} \geq \varepsilon \right\} = \left\{ \frac{S_n}{n} \geq \varepsilon \right\} \cup \left\{ -\frac{S_n}{n} \geq \varepsilon \right\}$

Mais comme les variables aléatoires  $-X_1, \dots, -X_n$  suivent la même loi respectivement que  $X_1, \dots, X_n$  et restent mutuellement indépendantes (lemme de coalition)  $-S_n$  suit la loi de  $S_n$ .....

Pour la fin  $n \geq 1060$  convient.

$$\mathbf{P} \left( \frac{|S_n|}{n} < 10^{-1} \right) \geq 0,99.,$$

2. Loi de  $S_n$

(a)  $X_n^* \sim \mathcal{B} \left( \frac{1}{2} \right)$  et Le lemme de coalition assurant la mutuelle indépendance de  $X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*$ ,

$$S_n^* \sim \mathcal{B} \left( n, \frac{1}{2} \right).$$

(b) Pour tout entier  $n \geq 1$ ,  $S_n = 2S_n^* - n$ , donc  $S_n(\Omega) = \{2k - n, k \in \llbracket -n; n \rrbracket\}$  et pour tout  $k \in \llbracket -n; n \rrbracket$ ,

$$\mathbf{P}(S_n = 2k - n) = \dots\dots$$

**Remarque.**  $S_n$  ne prend que des valeurs de la parité de  $n$ .

3. Retour à l'Origine.

(a) Soit  $\omega \in \Omega$ . Alors  $N(\omega)$  représente le nombre (éventuellement infini) de termes nuls de la suite  $(S_n(\omega))_{n \in \mathbf{N}^*}$ , (nombre de « retours à l'origine »).

On a  $N(\omega) \neq 0$  si et seulement si il existe  $k \in \mathbf{N}^*$  tels que  $S_k(\omega) = 0$  ; donc :

$$\{N \neq 0\} = \bigcup_{n \in \mathbf{N}^*} \{S_n = 0\}.$$

**Remarque.** A l'opposé,  $N(\omega) = +\infty$  si pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$  il existe un entier  $k$  supérieur ou égal à  $n$  tel que  $S_k(\omega) = 0$  ; donc :

$$\{N = +\infty\} = \dots\dots\dots$$

(b) Soit  $n \in \mathbf{N}$ .

$$E_n = \{S_n = 0\} \cap \bigcup_{k \geq n+1} \overline{\{S_k = 0\}}.$$

L'événement  $E_n$  est « la suite  $(S_k)_{k \in \mathbf{N}}$  prend la la valeur 0 pour  $k = n$  et pour aucun autre indice strictement plus grand » de manière imagée,  $n$  est .....

(c) On a donc

$$\{N < +\infty\} = \bigcup_{n \in \mathbf{N}^*} ? E_n,$$

(d) En modifiant légèrement l'expression des  $E_n$ ,

$$\begin{aligned} \{N < +\infty\} &= \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{S_n = 0, \forall p \in \llbracket n+1, +\infty \rrbracket [S_p - S_n \neq 0]\} = \\ &= \bigcup_{n=0}^{+\infty} \{S_n = 0, \forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0\}. \end{aligned}$$

Donc

$$\mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbf{P}(S_n = 0, \forall k \in \mathbf{N}^*, X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k} \neq 0).$$

Puis, comme le lemme de coalition assure l'indépendance<sup>2</sup> de  $S_n$  et  $X_{n+1} + X_{n+2} + \dots + X_{n+k}$ , pour tout  $n \in \mathbf{N}$ , etc.

(e) On a donc :

$$1 \geq \mathbf{P}(N < +\infty) = \sum_{n=0}^{+\infty} \alpha \mathbf{P}(S_n = 0),$$

La série  $\sum \mathbf{P}(S_n = 0)$ , on l'admet, diverge, donc nécessairement  $\alpha = 0$  et donc on a  $\mathbf{P}(N < +\infty) = 0$ . Donc :

$$\boxed{\mathbf{P}(N = +\infty) = 1.}$$

(f) D'après 2,  $\mathbf{P}(S_{2p+1} = 0)$  est nulle tandis que  $\mathbf{P}(S_{2p} = 0) = \mathbf{P}(S_{2p}^* = p) = \frac{(2p)!}{2^{2p}(p!)^2} \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \dots\dots$   
(merci Stirling). Donc la série  $\sum \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$  diverge, mais pour tout  $n \in \mathbf{N}$ ,

$$\sum_{k=0}^{2n} \mathbf{P}(S_k = 0) = \sum_{p=0}^n \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$$

mais comme  $\sum \mathbf{P}(S_{2p} = 0)$  est une série positive divergente  $\sum_{p=0}^n \mathbf{P}(S_{2p} = 0) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} +\infty$ .

Donc  $\sum \mathbf{P}(S_n = 0)$  diverge (la suite de ses sommes partielles d'indice pair diverge).

4. (a) Comme

$$\{T = 2\} = (\{X_1 = 1\} \cap \{X_2 = -1\}) \amalg (\{X_1 = -1\} \cap \{X_2 = +1\}),$$

par indépendance de  $X_1$  et  $X_2$ ,

$$f_2 = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$$

Sur le même principe,

$$\{T = 4\} = \amalg_{\epsilon \in \{1, -1\}} (\{X_1 = \epsilon\} \cap \{X_2 = \epsilon\} \cap \{X_3 = -\epsilon\} \cap \{X_4 = -\epsilon\})$$

et donc

$$f_2 = \dots\dots\dots$$

(b) Soit  $m \in \mathbf{N}^*$ . Il est peut-être plus simple de calculer sans se soucier de la parité de  $m$ , ni des autres indices.

On a l'inclusion  $\{S_m = 0\} \subset \amalg_{k=1,2,\dots,m} \{T = k\}$ , donc

$$\{S_m = 0\} = \amalg_{k=1,2,\dots,n} (\{T = k\} \cap \{S_m = 0\}).$$

---

2. En toute rigueur il faudrait travailler un peu plus pour prendre en compte la présence du « pour tout  $k$  », ce qui exigerait que l'on connût des résultats de spé. En général du reste dans la littérature, on se contente de cette évocation de l'indépendance.

Donc en passant aux probabilités,

$$p_m = \mathbf{P}\{S_m = 0\} = \sum_{k=1,2,\dots,m} \mathbf{P}(\{T = k\} \cap \{S_m = 0\}).$$

Distinguons pour plus de clarté les cas  $k \neq m$  et  $k = m$ .

- Pour  $k = 1, 2, \dots, m - 1$ ,

$$\{T = k\} \cap \{S_m = 0\} = \left(\bigcap_{i=1}^{k-1} \overline{\{S_i = 0\}}\right) \cap \{S_k = 0\} \cap \{X_{k+1} + X_{k+2} + \dots + X_m = 0\}.$$

Or par coalition  $\left(\bigcap_{i=1}^{k-1} \overline{\{S_i = 0\}}\right) \cap \{S_k = 0\}$  et  $\{X_{k+1} + X_{k+2} + \dots + X_m = 0\}$  sont indépendants, donc etc., etc., etc...

- $\{T = m\} \cap \{S_m = 0\} = \{T = m\}$  donc

$$\mathbf{P}(\{T = m\} \cap \{S_m = 0\}) = f_m = f_m p_{m-m}.$$

Finalement

$$p_m = \mathbf{P}\{S_m = 0\} = \sum_{k=1,2,\dots,m} \mathbf{P}(T = k) \mathbf{P}(S_{m-k}) = \sum_{k=1,2,\dots,m} f_k p_{m-k}.$$

(c) D'après le cours, pour tout  $t \in ]-1, 1[$ ,

$$\begin{aligned} \frac{1}{\sqrt{1-t^2}} &= 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\left(-\frac{1}{2}\right) \left(-\frac{1}{2} - 1\right) \dots \left(-\frac{1}{2} - (k-1)\right)}{k!} (-1)^k (t^2)^k \\ &\dots\dots\dots \\ &= \dots\dots\dots = S(t). \end{aligned}$$

(d) D'après (b), pour tout  $t \in ]-1, 1[$ ,

$$S(t) = 1 + \sum_{n=1}^{+\infty} \left( \sum_{k=1,2,\dots,n} f_k p_{n-k} \right) t^n = 1 + F(t)S(t),$$

par produit de Cauchy, la série entière  $\sum p_n t^n$  — nous le vîmes en (c) — a un rayon de convergence égal à 1 et  $\sum_{n \geq 1} f_n t^n$  a un rayon de convergence au moins égal à 1, puisque  $\sum_{n \geq 1} f_n$  converge par  $\sigma$ -additivité de  $\mathbf{P}$ , de somme :  $1 - \mathbf{P}(T = \infty)$ .

Il en résulte que pour tout  $t \in ]-1, 1[$ ,

$$F(t) = 1 - \frac{1}{S(t)} = 1 - \sqrt{1-t^2}$$

Pour tout  $t \in ]-1, 1[$ ,

$$\sqrt{1-t^2} = 1 + \sum_{k=1}^{+\infty} \binom{\frac{1}{2}}{k} (-t^2)^k,$$

Donc.....

- pour tout  $k \in \mathbf{N}^*$ ,  $f_{2k} = \frac{(2(k-1))!}{(2^k k! 2^{k-1} (k-1)!)} ;$
- pour tout  $k \in \mathbf{N}$ ,  $f_{2k+1} = 0.$

(e) Grâce à la formule de Stirling,

$$f_{2k} \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \dots\dots\dots$$

$$\dots\dots\dots$$

$$\dots\dots\dots \underset{k \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{1}{2\sqrt{\pi}k^{3/2}}$$

(f) Utiliser le théorème de la double limite Donc  $\sum_{n=1}^{+\infty} f_n = 1$ .

La variable aléatoire  $T$  est presque sûrement à valeurs dans  $\mathbf{N}$  et donc  $(S_n)_{n \in \mathbf{N}^*}$  s'annule presque sûrement.

## Exercice 2

Pour tout entier  $n$  supérieur ou égal à 2 on pose  $x_n = {}^{n-1}\sqrt{\frac{1}{n-1}}$ . Notons que comme  $n \geq 2$ ,

$$0 < x_n < 1.$$

### 1. CAS PAIR

Comme  $P' - n = nX^{n-1} - 1$  on a le tableau de variations suivant

$x$	$-\infty$	$x_n$	$+\infty$
$P'_n(x)$		+	0
$P_n(x)$	$+\infty$	$P_n(x_n)$	$+\infty$

Or  $nx_n^{n-1} = 1$  donc  $P_n(x_n) = \frac{1}{n}x_n - x_n + 1 = 1 - (1 - \frac{1}{n})x_n > 1 - 1 \times 1 = 0$ .

Le polynôme  $P_n$  n'a pas de racine réelle.

### 2. CAS IMPAIR

Par parité de  $n - 1$ , on obtient le tableau de variations

$x$	$-\infty$	$-x_n$	$x_n$	$+\infty$
$P'_n(x)$		+	0	-
$P_n(x)$	$-\infty$	$P_n(x_n)$	$+\infty$	$+\infty$

On a, comme dans le cas  $n$  pair,  $P_n(x_n) > 0$ , par ailleurs la restriction du polynôme  $P_n$  à  $] -\infty, -x_n]$  est **continue** sur cet **intervalle** et **strictement croissant** donc par le théorème de la bijection monotone réalise une bijection sur  $] -\infty, P_n(-x_n)]$ . Conclusions :  $P_n$  admet une et une seule racine réelle.

Notons que  $P_n(-1) = 1 > 0$  et  $P_n(-2) = (-2)^n + 2 + 1 = -2^n + 3 \leq -2^3 + 3 = -5 < 0$ .  
Donc la racine de  $P_n$  est élément de  $] -2, -1[$ .

### 3. Par définition de $z_n$ , pour tout entier $n \geq 1$

$$(-z_n)^{2n+1} = -(z_n)^{2n+1} = -z_n + 1,$$

Passer au logarithme ! On trouve  $h_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ . Puis

$$h_n \underset{n \rightarrow +\infty}{\sim} \frac{\ln(2)}{2n+1}.$$

On a le développement asymptotique :  $z_n = -1 - \frac{\ln(2)}{2n+1} + o\left(\frac{1}{n}\right)$ .

4. Soit  $z \in \mathbf{C}$ . On a  $P'_n(z) = 0$  si et seulement si :  $z^{n-1} = \frac{1}{n} = x^{n-1}$  soit encore, si et seulement si  $\frac{z}{x_n} \in \mathbf{U}_{n-1}$ . Or  $\mathbf{U}_{n-1} = \{\dots\dots\dots\}$ , donc l'ensemble des racines de  $P'_n$  est :

$$\{\dots\dots\dots\}$$

Pour  $k = 0, 1, \dots, n-2$ , on montre que :  $P_n(x_n \omega^k) \neq 0$ .

Donc les  $n$  racines complexes de  $P_n$  sont simples.

5. Notons,  $E_i$  pour  $i = 1, 2, 3$ , le  $i^e$  vecteur de la base canonique de  $\mathcal{M}_{3,1}(\mathbf{C})$  et  $C = E_1 + E_2 + E_3$ .

On note  $r_1, r_2, r_3$  les trois racines de  $P_3$  et l'on pose :

$$\Delta = \det( C + r_1 E_1 \mid C + r_2 E_2 \mid C + r_3 E_3 ).$$

En utilisant la linéarité par rapport au trois colonnes,  $\Delta$  s'exprime comme la somme de  $2^3$  déterminants, parmi ceux-ci tout déterminant ayant deux colonnes  $C$  est nul, en utilisant ensuite que  $C = E_1 + E_2 + E_3$ , on a sans presque de calculs que

$$\Delta = r_1 r_2 r_3 + (r_1 r_2 + r_1 r_3 + r_2 r_3) = (-1) + (-1) = \underline{-2},$$

grâce aux relations coefficients/racines pour le polynôme unitaire  $P_n$ .

6. Notons  $E_i$  le  $i^e$  vecteur de la base canonique de  $\mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{C})$  et  $C = E_1 + E_2 + E_3$ .

En raisonnant comme dans la question précédente, on arrive à

$$\Delta_n = \underline{(-1)^n 2}.$$