

CCP - Mathématiques 1 PC 2023

Pandou

26 avril 2023

1 Exercice 1 - Endomorphisme cyclique**1.1 Étude d'un premier exemple**

- On a $f(v) = (4, 1)$ et $(v, f(v))$ sont deux vecteurs non colinéaires, donc forment une famille libre de \mathbb{R}^2 , donc une base de \mathbb{R}^2 . Ainsi, f est cyclique.
- La matrice canoniquement associée à f est $\begin{pmatrix} 4 & -2 \\ 1 & 1 \end{pmatrix}$, dont le polynôme caractéristique est $X^2 - 5X + 6 = (X - 2)(X - 3)$. Ainsi, les valeurs propres de f sont 2 et 3.
On résoud les systèmes :

$$f(x, y) = 2(x, y) \iff \begin{cases} 4x - 2y = 2x \\ x + y = 2y \end{cases} \iff x = y$$

Ainsi, une base de l'espace propre associé à la valeur propre 2 est $\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$.

$$f(x, y) = 3(x, y) \iff \begin{cases} 4x - 2y = 3x \\ x + y = 3y \end{cases} \iff x = 2y$$

Ainsi, une base de l'espace propre associé à la valeur propre 3 est $\begin{pmatrix} 2 \\ 1 \end{pmatrix}$.

- Il suffit de prendre $w = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$, d'après la question précédente, $f(w)$ et w sont colinéaires, donc ne forment pas une base de \mathbb{R}^2 .
Plus généralement, on pouvait prendre n'importe quel vecteur non nul de l'espace propre associé à la valeur propre 2 ou 3.

1.2 Étude d'un deuxième exemple

- On calcule :

$$M^2 = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 1 \\ -1 & 2 & -1 \\ 1 & -1 & 2 \end{pmatrix} = M + 2I_2$$

ce qui donne la relation recherchée.

- Le polynôme $X^2 - X - 2 = (X + 1)(X - 2)$ est annulateur de M et est scindé à racines simples, donc M est diagonalisable et ses valeurs propres sont parmi les racines de ce polynôme.
Si -1 était seule valeur propre, alors M serait semblable à $-I_n$, donc égale à $-I_n$, ce qui n'est pas. De même, si 2 était l'unique valeur propre, on aurait $M = 2I_n$.
Ainsi, les valeurs propres de M sont -1 et 2 .
- g n'est pas cyclique. En effet, si $v \in E$, alors $g^2(v) = g(v) + 2v$, donc la famille $(v, g(v), g^2(v))$ est liée, donc n'est jamais une base de \mathbb{R}^3 .

1.3 Étude d'un troisième exemple

7. Δ est clairement linéaire de $\mathbb{R}_n[X]$ dans $\mathbb{R}[X]$. Si $k \in \llbracket 0, n \rrbracket$, on a

$$\Delta(X^k) = (X + 1)^k - X^k = \sum_{\ell=0}^{k-1} \binom{k}{\ell} X^\ell \in \mathbb{R}_n[X]$$

Par linéarité, on en déduit donc que Δ est bien un endomorphisme de $\mathbb{R}_n[X]$.

8. Voir la question précédente.

9. Si $P \in \mathbb{R}_n[X]$ est non constant, on écrit $P = \sum_{k=0}^n a_k X^k$ avec $n \geq 1$ et $a_n \neq 0$. Alors,

$$\Delta(P) = \sum_{k=0}^n a_k \Delta(X^k) = \sum_{k=0}^n a_k \sum_{\ell=0}^{k-1} \binom{k}{\ell} X^\ell$$

Et son coefficient dominant est $a_n X^{n-1}$, donc $\deg(\Delta(P)) = \deg(P) - 1$.

10. D'après la question précédente, la famille $(\Delta^k(X^n))_{k \in \llbracket 0, n \rrbracket}$ est échelonnée en degré, donc libre dans $\mathbb{R}_n[X]$. Étant de cardinal $n + 1 = \dim(\mathbb{R}_n[X])$, on en déduit qu'il s'agit d'une base de $\mathbb{R}_n[X]$ et donc Δ est cyclique.

1.4 Cas d'un endomorphisme diagonalisable

11. On montre cette propriété par récurrence sur $p \in \mathbb{N}^*$. Si $n = 1$, on a $h(v) = \alpha_1 h(v_1) + \dots + \alpha_n h(v_n) = \alpha_1 \lambda_1 v_1 + \dots + \alpha_n \lambda_n v_n$.

Soit $p \in \mathbb{N}^*$, on suppose que $h^p(v) = \alpha_1 \lambda_1^p v_1 + \dots + \alpha_n \lambda_n^p v_n$. Alors,

$$\begin{aligned} h^{p+1}(v) &= h \circ h^p(v) \\ &= h(\alpha_1 \lambda_1^p v_1 + \dots + \alpha_n \lambda_n^p v_n) \\ &= \alpha_1 \lambda_1^{p+1} v_1 + \dots + \alpha_n \lambda_n^{p+1} v_n \end{aligned}$$

ce qui est ce qu'on voulait montrer.

12. On calcule, par multilinéarité du déterminant et en reconnaissant un déterminant de Vandermonde :

$$\begin{aligned} \det_{\mathcal{B}}(\mathcal{F}) &= \begin{vmatrix} \alpha_1 & \alpha_1 \lambda_1 & \dots & \alpha_1 \lambda_1^{n-1} \\ \alpha_2 & \alpha_2 \lambda_2 & & \alpha_2 \lambda_2^{n-1} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \alpha_n & \alpha_n \lambda_n & & \alpha_n \lambda_n^{n-1} \end{vmatrix} \\ &= \alpha_1 \dots \alpha_n \begin{vmatrix} 1 & \lambda_1 & \dots & \lambda_1^{n-1} \\ 1 & \lambda_2 & & \lambda_2^{n-1} \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 1 & \lambda_n & \dots & \lambda_n^{n-1} \end{vmatrix} \\ &= \alpha_1 \dots \alpha_n \prod_{1 \leq i < j \leq n} (\lambda_j - \lambda_i) \end{aligned}$$

13. Supposons que h admette n valeurs propres distinctes, on pose alors $v = v_1 + \dots + v_n$ de sorte que $\det_{\mathcal{B}}(\mathcal{F}) \neq 0$

et donc $(v, h(v), \dots, h^{n-1}(v))$ est une base de E .

Réciproquement, si h est cyclique, alors il existe $v \in E$ tel que $(v, h(v), \dots, h^{n-1}(v))$ est une base de E , ie pour lequel $\det_{\mathcal{B}}(\mathcal{F}) \neq 0$ et donc, tous les λ_i sont distincts (et en plus tous les coefficients de v sont non nuls dans la base (v_1, \dots, v_n)).

2 Exercice 2 - La fonction dilogarithme

2.1 Existence et premières propriétés de la fonction dilogarithme

14. Si $t > 0$, on a $e^t > 1$ et donc pour tout $x \leq 1$, $e^t - x > 0$ et donc f est bien définie sur $]0, +\infty[\times]-\infty, 1[$ comme quotient défini de fonctions.

15. On a $f(t, 1) = \frac{t}{e^t - 1}$, donc $t \mapsto f(t, 1)$ est continue sur $]0, +\infty[$.
- Au voisinage de 0^+ , on a $e^t - 1 \sim t$ et donc $f(t, 1) \rightarrow 1$. La fonction $t \mapsto f(t, 1)$ se prolonge donc par continuité en 0 par la valeur 1, donc y est intégrable.
 - Au voisinage de $+\infty$, $f(t, 1) \sim te^{-t} = o\left(\frac{1}{t^2}\right)$ par croissances comparées. Donc, $t \mapsto f(t, 1)$ est intégrable par comparaison.
- On en déduit alors que $t \mapsto f(t, 1)$ est intégrable sur $]0, +\infty[$.
16. Comme $x \leq 1$, on a $\forall t > 0, 0 < f(t, x) \leq f(t, 1)$. Donc, par comparaison, $t \mapsto f(t, x)$ est intégrable sur $]0, +\infty[$.
17. Il s'agit de montrer que $x \mapsto \int_0^{+\infty} f(t, x) dt$ est continue sur $] - \infty, 1]$. Pour chaque $t > 0$, $x \mapsto f(t, x)$ est continue sur $] - \infty, 1]$.
 Pour $x \leq 1, t \mapsto f(t, x)$ est continue (par morceaux) sur $]0, +\infty[$. De plus, on a la domination suivante :

$$\forall x \leq 1, \forall t > 0, 0 < f(t, x) \leq f(t, 1)$$

et $t \mapsto f(t, 1)$ est intégrable sur $]0, +\infty[$ d'après la question 15.. Le théorème de continuité des intégrales à paramètres s'applique donc et L est continue sur $] - \infty, 1]$.

2.2 Développement en série entière

18. La fonction s_n est continue sur $]0, +\infty[$.
- Au voisinage de 0, on a $s_n(t) \rightarrow 0$, donc s_n est prolongeable par continuité en 0 par la valeur 0, donc y est intégrable.
 - Au voisinage de $+\infty$, on a $s_n(t) = o\left(\frac{1}{t^2}\right)$ par croissances comparées. Comme s_n est positive, on en déduit par comparaison que s_n est intégrable en $+\infty$.
- Ainsi, s_n est intégrable sur $]0, +\infty[$.

Soit $M > 0$, on fait une intégration par parties :

$$\int_0^M te^{-(n+1)t} dt = \left[-\frac{te^{-(n+1)t}}{n+1} \right]_0^M + \int_0^M \frac{e^{-(n+1)t}}{n+1} dt$$

L'égalité passe à la limite quand $M \rightarrow +\infty$ en :

$$\int_0^{+\infty} te^{-(n+1)t} dt = \frac{1}{(n+1)^2}$$

On en déduit finalement que

$$\int_0^{+\infty} s_n(t) dt = \frac{x^n}{(n+1)^2}$$

19. Soit $t > 0$, on a $s_n(t) = t(xe^{-t})^{n+1}$ et $|xe^{-t}| < 1$, donc $\sum s_n(t)$ converge (critère des séries géométriques).
 D'où, la convergence simple de $\sum s_n$ sur $]0, +\infty[$. De plus, on a

$$\begin{aligned} \sum_{n=0}^{+\infty} s_n(t) &= \sum_{n=0}^{+\infty} te^{-t}(xe^{-t})^n \\ &= \frac{te^{-t}}{1 - xe^{-t}} \\ &= \frac{t}{e^t - x} = f(t, x) \end{aligned}$$

20. Comme $|x| \leq 1$, on a $\left| \frac{x^n}{n^2} \right| \leq \frac{1}{n^2}$ et donc par comparaison, $\sum \frac{x^n}{n^2}$ converge absolument, donc converge. On calcule formellement sans justifier l'interversion en utilisant les questions 18. et 19. :

$$\begin{aligned} L(x) &= x \int_0^{+\infty} f(t, x) dt \\ &= x \int_0^{+\infty} \sum_{n=0}^{+\infty} s_n(t) dt \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} x \int_0^{+\infty} s_n(t) dt \\ &= \sum_{n=0}^{+\infty} \frac{x^{n+1}}{(n+1)^2} \\ &= \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^n}{n^2} \end{aligned}$$

Justifions l'interversion, il s'agit de montrer que la série de terme général $\int_0^{+\infty} |x s_n(t)| dt$ converge, or, on a

$$\int_0^{+\infty} |x s_n(t)| dt = \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)^2}$$

et $\sum \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)^2}$ converge. L'interversion est donc justifiée.

21. Soit $x \in [-1, 1]$, on calcule :

$$\begin{aligned} L(x) + L(-x) &= \sum_{n \geq 1} \frac{x^n + (-x)^n}{n^2} \\ &= \sum_{n \geq 1, n \text{ pair}} \frac{2x^n}{n^2} \\ &= \sum_{k \geq 1} \frac{2x^{2k}}{(2k)^2} \\ &= \frac{1}{2} L(x^2) \end{aligned}$$

22. D'après l'égalité admise, on a $L(1) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{1}{n^2} = \frac{\pi^2}{6}$. De plus, d'après la question précédente, on a

$$L(-1) = \frac{1}{2} L(1) - L(1) = -\frac{1}{2} L(1) = -\frac{\pi^2}{12}$$

2.3 Une autre propriété

23. La série dérivée de L : $\sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^{n-1}}{n}$ converge normalement sur tout segment $[-a, a]$ pour $a < 1$. Ainsi, L est dérivable sur tout segment $[-a, a]$ avec $a < 1$, donc sur $] -1, 1[$ (et

$$L'(x) = \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^{n-1}}{n}$$

et si $x \neq 0$, on reconnaît une série du logarithme et pour $x = 0$, on trouve 1, d'où si $x \neq 0$:

$$L'(x) = \frac{1}{x} \sum_{n=1}^{+\infty} \frac{x^n}{n} = -\frac{\ln(1-x)}{x}$$

24. La fonction h est dérivable sur $]0, 1[$ par les théorèmes généraux de régularité des fonctions et :

$$\begin{aligned}\forall x \in]0, 1[, h'(x) &= L'(x) - L'(1-x) + \frac{\ln(1-x)}{x} - \frac{\ln(x)}{1-x} \\ &= -\frac{\ln(1-x)}{x} + \frac{\ln(x)}{1-x} + \frac{\ln(1-x)}{x} - \frac{\ln(x)}{1-x} \\ &= 0\end{aligned}$$

Et donc, h est constante sur $]0, 1[$.

25. Dans la définition de h , en prenant h constante, on fait tendre x vers 1. Il s'agit donc d'évaluer $\lim_{x \rightarrow 1} \ln(x) \ln(1-x)$. On écrit $h = 1 - x$, alors

$$\begin{aligned}\ln(x) \ln(1-x) &= \ln(1-h) \ln(h) \\ &\sim -h \ln(h) \\ &\rightarrow 0\end{aligned}$$

Ainsi, l'égalité dans la définition de h passe à la limite quand x tend vers 1 en :

$$h(x) = L(1) + L(0) = L(1)$$

On a

$$\int_0^{+\infty} \frac{t}{2e^t - 1} dt = \frac{1}{2} \int_0^{+\infty} \frac{t}{e^t - \frac{1}{2}} dt = L\left(\frac{1}{2}\right)$$

On a alors avec la définition de h et ce qu'on vient de montrer :

$$L(1) = 2L\left(\frac{1}{2}\right) + \ln(2)^2$$

D'où,

$$\begin{aligned}\int_0^{+\infty} \frac{t}{2e^t - 1} dt &= \frac{1}{2}(L(1) - \ln(2)^2) \\ &= \frac{\pi^2}{12} - \frac{\ln(2)^2}{2}\end{aligned}$$

3 Exercice 3 - Un jeu de société

3.1 Préliminaires

3.1.1 Modélisation

26. X_n est l'entier de $\llbracket 0, M-1 \rrbracket$ généré aléatoirement et uniformément par l'ordinateur au n -ème tour de jeu. S_n est la position du pion à la fin du n -ième tour.
27. La variable T représente le premier instant où le pion atteint ou dépasse la case A .

3.1.2 Calcul de la somme d'une série entière

28. f est \mathcal{C}^∞ , car est développable en série entière sur $] -1, 1[$. On montre par récurrence sur $p \in \mathbb{N}$ que $\forall x \in] -1, 1[, f^{(p)}(x) = \frac{p!}{(1-x)^{p+1}}$.

Si $p = 0$, on a pour tout $x \in] -1, 1[, \frac{p!}{(1-x)^{p+1}} = \frac{1}{1-x} = f(x)$. OK.

Soit $p \in \mathbb{N}$, on suppose que $\forall x \in] -1, 1[, f^{(p)}(x) = \frac{p!}{(1-x)^{p+1}}$. Alors, en fixant $x \in] -1, 1[$,

$$\begin{aligned}f^{(p+1)}(x) &= (f^{(p)})'(x) \\ &= \frac{p!(p+1)}{(1-x)^{p+2}} \\ &= \frac{(p+1)!}{(1-x)^{p+2}}\end{aligned}$$

ce qui était la formule désirée.

29. On utilise le critère de d'Alembert :

$$\begin{aligned} \frac{\binom{n+1}{p}}{\binom{n}{p}} &= \frac{(n+1)!}{p!(n+1-p)!} \times \frac{p!(n-p)!}{n!} \\ &= \frac{n+1}{n+1-p} \longrightarrow 1 \end{aligned}$$

Donc, d'après le critère de d'Alembert pour les séries entières, $\sum_{n \geq p} \binom{n}{p} x^n$ a pour rayon $\frac{1}{1} = 1$.

30. Fixons $x \in]-1, 1[$. On écrit $f(x) = \sum_{n=0}^{+\infty} x^n$, de sorte que si $p \in \mathbb{N}$, alors

$$f^{(p)}(x) = \sum_{n=p}^{+\infty} n(n-1)\dots(n-p+1)x^{n-p} = \frac{1}{x^p} \sum_{n=p}^{+\infty} \frac{n!}{(n-p)!} x^n$$

On en déduit alors que

$$\frac{x^p}{(1-x)^{p+1}} = \frac{x^p f^{(p)}(x)}{p!} = \sum_{n=p}^{+\infty} \binom{n}{p} x^n$$

ce qui est la relation voulue.

3.2 Étude d'un premier cas

3.2.1 Loi des variables aléatoires S_n et T

31. On a $\mathbb{P}(X_k = 0) = \frac{1}{2} = \mathbb{P}(X_k = 1)$, de sorte que X_k suit une loi de Bernoulli de paramètres $\frac{1}{2}$. Par hypothèse, les (X_k) sont indépendants deux à deux, donc leur somme S_n suit une loi binomiale de paramètres $\left(n, \frac{1}{2}\right)$.
32. Comme $X_k \in \{0, 1\}$, on a $S_n \leq n$ et donc $T \in \llbracket A, +\infty \rrbracket$.
33. On a $(T = k) = ((S_{k-1} = A-1) \cap (X_k = 1))$, donc, par indépendance de X_k et S_{k-1} , on a :

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T = k) &= \mathbb{P}(S_{k-1} = A-1) \mathbb{P}(X_k = 1) \\ &= \binom{k-1}{A-1} \left(\frac{1}{2}\right)^{A-1} \left(\frac{1}{2}\right)^{k-1-(A-1)} \frac{1}{2} \\ &= \binom{k-1}{A-1} \frac{1}{2^k} \end{aligned}$$

34. On calcule l'événement complémentaire : $(T \neq 0) = \bigcup_{k \geq A} (T = k)$. Puisque le jeu s'arrête quand le pion atteint ou dépasse le case A , cette union est disjointe et donc

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T \neq 0) &= \sum_{k \geq A} \mathbb{P}(T = k) \\ &= \sum_{k \geq A} \binom{k-1}{A-1} \frac{1}{2^k} \\ &= \sum_{k \geq A-1} \binom{k}{A-1} \frac{1}{2^{k+1}} \\ &= \frac{1}{2} \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^{A-1}}{\left(1 - \frac{1}{2}\right)^A} \\ &= 1 \end{aligned}$$

où on a appliqué la formule de la question 30. pour $p = A - 1$ et $x = \frac{1}{2}$.

On en déduit donc que $\mathbb{P}(T = 0) = 0$.

3.2.2 Espérance de la variable aléatoire T

35. On a $\mathbb{P}(T = k)x^k = \binom{k-1}{A-1} \left(\frac{x}{2}\right)^k$. Or, comme $\sum_{n \geq p} \binom{n}{p}$ a pour rayon 1, on en déduit que G_T a pour rayon 2 et alors on a encore en appliquant la formule de la question 30. :

$$\begin{aligned} G_T(x) &= \sum_{k \geq A} \binom{k-1}{A-1} \left(\frac{x}{2}\right)^k \\ &= \sum_{k \geq A-1} \binom{k}{A-1} \left(\frac{x}{2}\right)^{k+1} \\ &= \frac{x}{2} \frac{\left(\frac{x}{2}\right)^{A-1}}{\left(1 - \frac{x}{2}\right)^A} \\ &= \left(\frac{\frac{x}{2}}{1 - \frac{x}{2}}\right)^A \\ &= \left(\frac{x}{2-x}\right)^A \end{aligned}$$

36. Le nombre moyen de tours de jeu s'interprète comme l'espérance de T , or on a

$$\mathbb{E}(T) = G'_T(1)$$

or,

$$\forall x \in]-2, 2[, G'_T(x) = A \frac{2-x+x}{(2-x)^2} \left(\frac{x}{2-x}\right)^{A-1} = \frac{A}{(2-x)^2} \left(\frac{x}{2-x}\right)^{A-1}$$

D'où,

$$\mathbb{E}(T) = A$$

3.3 Étude d'un second cas

3.3.1 Calcul de la probabilité $\mathbb{P}(S_n \leq k)$

37. Soit $k \in \llbracket 0, A-1 \rrbracket$, on a d'après la formule des probabilités totales :

$$\mathbb{P}(S_{n+1} \leq k) = \sum_{\ell=0}^k \mathbb{P}(S_n \leq k-\ell) \mathbb{P}(X_{n+1} = \ell) = \frac{1}{M} \sum_{\ell=0}^k \mathbb{P}(S_n \leq k-\ell)$$

38. Si $n = 1$, soit $k \in \llbracket 0, A-1 \rrbracket$, on a $\mathbb{P}(S_1 \leq k) = \mathbb{P}(X_1 \leq k) = \frac{k+1}{M} = \frac{1}{M^1} \binom{1+k}{k}$.

Soit $n \in \mathbb{N}^*$, on suppose que pour tout $k \in \llbracket 0, A-1 \rrbracket$, $\mathbb{P}(S_n \leq k) = \frac{1}{M^n} \binom{n+k}{n}$. Alors, grâce à la question précédente, on a pour $k \in \llbracket 0, A-1 \rrbracket$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_{n+1} \leq k) &= \frac{1}{M} \sum_{\ell=0}^k \mathbb{P}(S_n \leq k-\ell) \\ &= \frac{1}{M} \sum_{\ell=0}^k \frac{1}{M^n} \binom{n+k-\ell}{n} \\ &= \frac{1}{M^{n+1}} \binom{n+1+k}{n+1} \end{aligned}$$

grâce à la formule admise. C'était la relation qu'il fallait trouver pour conclure la récurrence.

3.3.2 Espérance de la variable aléatoire T

39. On a $(T > n) = (S_n < A)$ par définition de T . Ainsi, on s'intéresse à la série de terme général $(\mathbb{P}(S_n < A))_{n \in \mathbb{N}}$.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(S_n < A) &= \mathbb{P}(S_n \leq A - 1) \\ &= \frac{1}{M^n} \binom{n + A - 1}{n} \end{aligned}$$

On utilise la formule $\binom{N}{k} = \binom{N}{N - k}$ de sorte que

$$\mathbb{P}(S_n < A) = \frac{1}{M^n} \binom{n + A - 1}{A - 1}$$

Et comme $M \geq 2$, on a $\frac{1}{M} \leq \frac{1}{2}$, de sorte que $\frac{1}{M}$ est dans le disque de convergence de la série entière $\sum_{n \in \mathbb{N}} \binom{n + A - 1}{A - 1} x^n$, ainsi $\sum \mathbb{P}(S_n < A)$ converge et donc T admet une espérance et :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(T) &= \sum_{n \in \mathbb{N}} \mathbb{P}(S_n < A) \\ &= \sum_{n \in \mathbb{N}} \binom{n + A - 1}{A - 1} \frac{1}{M^n} \\ &= \sum_{n \geq A - 1} \binom{n}{A - 1} \frac{1}{M^{n - (A - 1)}} \\ &= M^{A - 1} \sum_{n \geq A - 1} \binom{n}{A - 1} \frac{1}{M^n} \\ &= M^{A - 1} \frac{1}{M^{A - 1}} \frac{1}{\left(1 - \frac{1}{M}\right)^A} \\ &= \left(\frac{M}{M - 1}\right)^A \end{aligned}$$

Commentaire : Quand $M \rightarrow +\infty$, il faut en moyenne attendre 1 tour pour que le pion dépasse A . C'est intuitif, car dans ce cas, le pion a la possibilité d'avancer d'un grand nombre $M \geq A$ de cases et donc de dépasser A du premier coup.