

## EXERCICE 1.

1. a)  $\forall (x, y, z) \in E, f(x, y, z) = (5x + 2y - 6z, -2x + 3z, 2x + y - 2z)$   
 b) On peut montrer que  $\text{rg}(M) = 3$ , donc  $M$  est inversible et  $f$  est un automorphisme de  $E$ . On peut aussi montrer que  $\text{Ker}(f) = \{0\}$ , et rappeler que  $E$  est de dimension finie.
2. a)  $f(u) = u, f(v) = v$  et  $f(w) = e_2 = v + w$ .  
 Soit  $t \in F. \exists \alpha \in \mathbb{R}, t = \alpha u$ . Alors  $f(t) = f(\alpha u) = \alpha f(u) = \alpha u \in F$ .  
 Soit  $t \in G. \exists (\alpha, \beta) \in \mathbb{R}^2, t = \alpha v + \beta w$ . Alors  $f(t) = f(\alpha v + \beta w) = \alpha f(v) + \beta f(w) = (\alpha + \beta)v + \beta w \in G$ .  
 Donc  $F$  et  $G$  sont stables par  $f$ .  
 b) On montre que  $\alpha u + \beta v + \gamma w = 0 \Rightarrow \alpha = \beta = \gamma = 0$ , donc  $(u, v, w)$ , obtenue en concaténant la base  $(u)$  de  $F$  et la base  $(v, w)$  de  $G$ , est une famille libre de trois vecteurs de  $E$ , lui-même de dimension 3. C'est une base de  $E$ . Donc  $F \oplus G = E$ .
3. a)  $\mathcal{S}$  ne contient pas la matrice nulle, donc n'est pas un sous-espace vectoriel de  $\mathcal{M}_3(\mathbb{R})$ .  
 $M \in \mathcal{S}$  et  $D \notin \mathcal{S}$ .

b) En calculant  $AU : AU = U \Leftrightarrow \begin{pmatrix} \sum_j a_{1,j} \\ \sum_j a_{2,j} \\ \sum_j a_{3,j} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} \Leftrightarrow A \in \mathcal{S}$ .

- c) •  $M^0 = I_3 \in \mathcal{S}$ .  
 • Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Supposons  $M^n \in \mathcal{S}$ .  
 $M^{n+1}U = M.M^nU = MU$  car  $M^n \in \mathcal{S}$ . Or  $MU = U$ . Donc  $M^{n+1}U = U$  et  $M^{n+1} \in \mathcal{S}$ .  
 • Par récurrence, pour tout entier naturel  $n$ ,  $M^n$  appartient à  $\mathcal{S}$ .
4. a) On vérifie sans problème que  $\mathcal{D}$  est une famille libre de 3 vecteurs de  $E$ , donc une base puisque  $\dim(E) = 3$ .

$$\text{Mat}_{\mathcal{B}}(g) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ et } \text{Mat}_{\mathcal{D}}(g) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

- b) L'affirmation est fautive :  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(g)$  et  $\text{Mat}_{\mathcal{D}}(g)$  sont semblables car elles représentent un même endomorphisme mais  $\text{Mat}_{\mathcal{B}}(g) \in \mathcal{S}$  tandis que  $\text{Mat}_{\mathcal{D}}(g) \notin \mathcal{S}$ .

5. a) Par 2.c),  $\mathcal{C} = (u, v, w)$  est une base de  $E$ .  $P = \mathcal{P}_{\mathcal{B}, \mathcal{C}} = \begin{pmatrix} 1 & 2 & -2 \\ 1 & -1 & 2 \\ 1 & 1 & -1 \end{pmatrix}$

b)  $\mathcal{P}_{\mathcal{C}, \mathcal{B}} = (\mathcal{P}_{\mathcal{B}, \mathcal{C}})^{-1} = P^{-1} = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 2 \\ 3 & 1 & -4 \\ 2 & 1 & -3 \end{pmatrix}$

- c) Par la formule de changement de base :  $D = P^{-1}MP = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ , ou en utilisant  $f(u) = u$ ,

$$f(v) = v \text{ et } f(w) = e_2 = v + w.$$

- d) Par récurrence ou en écrivant  $D = I_3 + N$  avec  $I_3$  et  $N$  qui commutent pour utiliser la formule du

$$\text{binôme de Newton : } \forall n \in \mathbb{N}, D^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & n \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

- e) Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$  :

$$M^n = PD^nP^{-1} = P \begin{pmatrix} -1 & 0 & 2 \\ 2n+3 & n+1 & -3n-4 \\ 2 & 1 & -3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 4n+1 & 2n & -6n \\ -2n & -n+1 & 3n \\ 2n & n & -3n+1 \end{pmatrix}$$

6. a)  $(M - I_3)^2 = 0$ , or  $(M - I_3)^2$  représente l'endomorphisme  $(f - id_E)^2 = (f - id_E) \circ (f - id_E)$  dans  $\mathcal{B}$ , donc cet endomorphisme est l'endomorphisme nul.

b) Appliquons  $(f - id_E) \circ (f - id_E)$  à  $t$  :

$$(f - id_E)(t) = (\lambda t - t) = (\lambda - 1)t, \text{ puis}$$

$$(f - id_E)((f - id_E)(t)) = (\lambda - 1)(f - id_E)(t) = (\lambda - 1)^2 t.$$

Mais comme cet endomorphisme est nul,  $(\lambda - 1)^2 t = 0$ .

Et comme  $t \neq 0$ ,  $\lambda = 1$ .

c) Si dans la base  $\mathcal{D} = (f_1, f_2, f_3)$  la matrice représentative de  $f$  est la matrice diagonale  $\Delta = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$ , alors  $f(f_1) = \lambda_1 f_1$ ,  $f(f_2) = \lambda_2 f_2$  et  $f(f_3) = \lambda_3 f_3$ . Et par b),  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 1$ , donc  $\Delta = I_3$ .

Alors  $M = \mathcal{P}_{\mathcal{B}, \mathcal{C}} \Delta \mathcal{P}_{\mathcal{C}, \mathcal{B}} = \mathcal{P}_{\mathcal{B}, \mathcal{C}} I_3 (\mathcal{P}_{\mathcal{B}, \mathcal{C}})^{-1} = I_3$ , ce qui est absurde.

### EXERCICE 2.

7. Si  $n = 1$ , il n'y a qu'une paire de cartes et l'urne est vidée dès le premier tirage :  $T_1$  est la variable constante égale 1,  $\mathbb{P}(T_1 = 1) = 1$  et  $\mathbb{E}(T_1) = 1$ .

8.  $T_n(\Omega) = \llbracket n, +\infty \llbracket$ .

9. a) Il y a  $\binom{2n}{2}$  façons de choisir 2 cartes parmi  $2n$ , dont  $n$  façons de choisir exactement une paire

$$\text{(puisque'il y a } n \text{ paires), d'où } \mathbb{P}(C_1) = \frac{n}{\binom{2n}{2}} = \dots = \frac{1}{2n-1}.$$

b)  $[T_2 = k] = \overline{C_1} \cap \overline{C_2} \cap \dots \cap \overline{C_{k-2}} \cap C_{k-1} \cap C_k$

Par la formule des probabilités composées :

$$\mathbb{P}(T_2 = k) = \mathbb{P}(\overline{C_1}) \mathbb{P}_{\overline{C_1}}(\overline{C_2}) \dots \mathbb{P}_{\overline{C_1} \cap \overline{C_2} \cap \dots \cap \overline{C_{k-2}}}(C_{k-1}) \mathbb{P}_{\overline{C_1} \cap \overline{C_2} \cap \dots \cap C_{k-1}}(C_k) = \frac{2}{3} \times \frac{2}{3} \times \dots \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{3} \times 1$$

$$\mathbb{P}(T_2 = k) = \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-2}.$$

c)  $\sum_{k=2}^N k \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-2} = \frac{1}{2} \sum_{k=2}^N k \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1}$  est la somme partielle d'une série géométrique absolument convergente car  $|2/3| \leq 1$ , donc  $T_2$  admet une espérance.

$$\mathbb{E}(T_2) = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{(1-2/3)^2} - 1 \right) = 2$$

10. On admet dans cette question que pour tout entier naturel non nul  $n$ ,  $T_n$  admet une espérance, ce qui entraîne l'existence de toutes les espérances conditionnelles liées à  $T_n$ .

a) Sachant  $C_1$ , pour avoir  $[T_n = k]$ , il faut et il suffit de reconstituer les  $n-1$  paires restantes en exactement  $k-1$  tirages, ce qui a une probabilité  $\mathbb{P}(T_{n-1} = k-1)$  d'arriver. Pour tout  $k$  de  $T_n(\Omega)$ ,  $\mathbb{P}_{C_1}(T_n = k) = \mathbb{P}(T_{n-1} = k-1)$ .

$$b) \mathbb{E}(T_n | C_1) = \sum_{k \in T_n(\Omega)} k \mathbb{P}_{C_1}(T_n = k) = \sum_{k=n}^{+\infty} k \mathbb{P}(T_{n-1} = k-1) = \sum_{j=n-1}^{+\infty} (j+1) \mathbb{P}(T_{n-1} = j) \stackrel{\text{transf.}}{=} \mathbb{E}(T_{n-1} + 1) = \mathbb{E}(T_{n-1}) + 1$$

$$\mathbb{E}(T_{n-1} + 1) = \mathbb{E}(T_{n-1}) + 1$$

Un raisonnement analogue au précédent, pour tout  $k$  de  $T_n(\Omega)$ ,  $\mathbb{P}_{\overline{C_1}}(T_n = k) = \mathbb{P}(T_n = k-1)$ .

$$\mathbb{E}(T_n | \overline{C_1}) = \sum_{k \in T_n(\Omega)} k \mathbb{P}_{\overline{C_1}}(T_n = k) = \sum_{k=n}^{+\infty} k \mathbb{P}(T_n = k-1) = \sum_{j=n-1}^{+\infty} (j+1) \mathbb{P}(T_n = j) \stackrel{\text{transf.}}{=} \mathbb{E}(T_n + 1) = \mathbb{E}(T_n) + 1$$

$$\mathbb{E}(T_n) + 1$$

c) Appliquons la formule de l'espérance totale avec le système complet  $(C_1, \overline{C_1})$  :

$$\mathbb{E}(T_n) = \mathbb{P}(C_1)\mathbb{E}(T_n|C_1) + \mathbb{P}(\overline{C_1})\mathbb{E}(T_n|\overline{C_1}) = \mathbb{P}(C_1)\mathbb{E}(T_{n-1}) + \mathbb{P}(\overline{C_1})\mathbb{E}(T_n) + 1$$

$$\text{D'où : } \mathbb{P}(C_1)\mathbb{E}(T_n) = \mathbb{P}(C_1)\mathbb{E}(T_{n-1}) + 1, \text{ donc } \mathbb{E}(T_n) = \mathbb{E}(T_{n-1}) + \frac{1}{\mathbb{P}(C_1)} = \mathbb{E}(T_{n-1}) + 2n - 1.$$

11. a)

function e=esper(n)

  e=1

  for k=2:n

    e=e+2\*k-1

  end

endfunction

b)  $\mathbb{E}(T_1) = 1 \Rightarrow \mathbb{E}(T_2) = 1 + 2 \times 2 - 1 = 4 \Rightarrow \mathbb{E}(T_3) = 4 + 2 \times 3 - 1 = 9 \Rightarrow \mathbb{E}(T_4) = 9 + 2 \times 4 - 1 = 16 \dots$

On peut conjecturer, puis montrer par récurrence, que, pour tout entier naturel non nul  $n$ ,

$$\mathbb{E}(T_n) = n^2.$$

### EXERCICE 3.

*Le problème du collectionneur.*

12. a)

function u=un(n:integer)

  u=0

  for k=1:n

    u=u+1/k

  end

endfunction

b)  $\forall n \in \mathbb{N}^*, \frac{1}{n+1} \leq \ln(n+1) - \ln n \leq \frac{1}{n}$  s'établit par l'inégalité des accroissements finis appliquée à

$\ln$  entre  $[[n; n+1]]$ , ou encore en écrivant  $\ln(n+1) - \ln(n) = \int_n^{n+1} \frac{1}{t} dt$  et en utilisant la croissance de l'intégrale.

c) L'inégalité précédente permet d'établir que  $v$  est décroissante,  $w$  croissante.

Et comme  $\lim_{n \rightarrow +\infty} (v_n - w_n) = 0$ ,  $v$  et  $w$  sont adjacentes, donc converge vers une même limite  $\gamma$ .

d) D'après ce qui précède, pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}^*$ ,  $w_n \leq \gamma \leq v_n$ , donc  $u_n - \ln n - \frac{1}{n} \leq \gamma \leq u_n - \ln n$ , soit, en

isolant  $u_n$ ,  $\ln n + \gamma \leq u_n \leq \ln n + \gamma + \frac{1}{n}$ . En multipliant par  $n$ ,  $n(\ln n + \gamma) \leq nu_n \leq n(\ln n + \gamma) + 1$ .

**Réalisation d'une collection complète.**

13. a)  $Y_k \hookrightarrow \mathcal{G}\left(\frac{n-k+1}{n}\right)$ ,  $\mathbb{E}(Y_k) \stackrel{\text{lin.}}{=} \frac{n}{n-k+1}$ .

b)  $\mathbb{E}(T_n) \stackrel{\text{lin.}}{=} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}(Y_k) = \sum_{k=1}^n \frac{n}{n-k+1} = n \sum_{j=1}^n \frac{1}{j} = nu_n$  où j'ai posé  $j = n - k + 1$ .

14. a) Pour  $n = 100$ ,  $n(\ln n + \gamma) \simeq 100 \times (2 \ln 10 + 0,577) \simeq 518,3$ . Il découle de la première question que  $\mathbb{E}(T_{100}) \simeq 519$  (une valeur entière est la bienvenue, non ?).

**Étude d'une collection inachevée.**

15. •  $X_1$  est la variable constante égale à 1, d'espérance 1 et de variance nulle.  
 •  $X_2(\Omega) = \{1; 2\}$ ,  $\mathbb{P}(X_2 = 1) = \frac{1}{n}$  (probabilité de tirer la même carte au second tirage qu'au premier),  $\mathbb{P}(X_2 = 2) = \frac{n-1}{n} = 1 - \frac{1}{n}$ . Alors  $\mathbb{E}(X_2) = \frac{1}{n} + 2\left(1 - \frac{1}{n}\right) = 2 - \frac{1}{n}$ ,  $\mathbb{E}(X_2^2) = \frac{1}{n} + 4\left(1 - \frac{1}{n}\right) = 4 - \frac{3}{n}$ ,  $\mathbb{V}(X_2) = \frac{1}{n} - \frac{1}{n^2} = \frac{n-1}{n^2}$ .
16. a) Il est déraisonnable d'avoir plus d'images que d'achats, et plus d'images que le nombre total de la collection, ainsi  $X_k(\Omega) = \llbracket 1; \min(k, n) \rrbracket$ .
- b) Si  $X_k = j$ , on a  $j$  chances sur  $n$  d'avoir à nouveau l'une de ces  $j$  images au  $(k+1)$ ème tirage, et  $n-j$  chances d'en obtenir une différente, donc  $\mathbb{P}_{[X_k=j]}(X_{k+1} = j) = \frac{j}{n}$  et  $\mathbb{P}_{[X_k=j]}(X_{k+1} = j+1) = \frac{n-j}{n}$ .
- c)  $\mathbb{E}(X_{k+1} | [X_k = j]) = j \times \frac{j}{n} + (j+1) \times \frac{n-j}{n} = \frac{j^2 + jn + n - j^2 - j}{n} = 1 + \frac{n-1}{n}j$ .
- d) Par la formule de l'espérance totale avec le système complet d'événements  $(X_k = j)_{j \in X_k(\Omega)}$ , on obtient :  

$$\mathbb{E}(X_{k+1}) \stackrel{\text{FET}}{=} \sum_{k \in X_k(\Omega)} \left(1 + \frac{n-1}{n}j\right) \mathbb{P}(X_k = j) \stackrel{\text{transf.}}{=} \mathbb{E}\left(1 + \frac{n-1}{n}X_k\right) = 1 + \frac{n-1}{n}\mathbb{E}(X_k).$$
- e) Comme  $\mathbb{E}(X_0) = 0$  et  $\mathbb{E}(X_1) = 1$ , cette relation est encore vérifiée si  $k = 0$ .
- f) Comme  $x = 1 + \frac{n-1}{n}x \iff x = n$ , la suite  $(\mathbb{E}(X_k) - n)$  est géométrique de raison  $\left(1 - \frac{1}{n}\right)$ , pour tout  $k \geq 0$ ,  $\mathbb{E}(X_k) = n - n\left(1 - \frac{1}{n}\right)^k$ .
- g)  $\lim_{k \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(X_k) = n$  puisque  $0 < 1 - \frac{1}{n} < 1$ ... on peut espérer une collection complète avec un grand nombre d'achats.
17. a)  $\mathbb{P}(X_1 = 1) = 1$ , et pour  $k \geq 2$  :  

$$\mathbb{P}(X_k = 1) = \mathbb{P}([X_1 = 1] \cap \dots \cap [X_k = 1])$$

$$\mathbb{P}(X_k = 1) \stackrel{\text{FPC}}{=} \mathbb{P}(X_1 = 1) \mathbb{P}_{[X_1=1]}(X_2 = 1) \dots \mathbb{P}_{[X_1=1] \cap \dots \cap [X_{k-1}=1]}(X_k = 1)$$

$$\mathbb{P}(X_k = 1) = 1 \times \left(\frac{1}{n}\right) \times \dots \times \left(\frac{1}{n}\right).$$
 Ainsi, pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}(X_k = 1) = \left(\frac{1}{n}\right)^{k-1}$ .
- b) Pour  $1 \leq k \leq n$ ,  

$$\mathbb{P}(X_k = k) = \mathbb{P}([X_1 = 1] \cap [X_2 = 2] \cap \dots \cap [X_k = k])$$

$$\stackrel{\text{FPC}}{=} \mathbb{P}(X_1 = 1) \mathbb{P}_{[X_1=1]}(X_2 = 2) \dots \mathbb{P}_{[X_1=1] \cap \dots \cap [X_{k-1}=k-1]}(X_k = k),$$

$$\mathbb{P}(X_k = k) = 1 \times \frac{n-1}{n} \times \frac{n-2}{n} \times \dots \times \frac{n-k+1}{n} = \frac{n!}{n^k(n-k)!} = \frac{(n-1)!}{n^{k-1}(n-k)!}.$$
- c) En appliquant la formule des probabilités totales avec le système complet  $(X_k = i)_{i \in X_k(\Omega)}$ ,  

$$\mathbb{P}(X_{k+1} = j) = \sum_{i \in X_k(\Omega)} \mathbb{P}_{[X_k=i]}(X_{k+1} = j) \mathbb{P}(X_k = i)$$

$$= \mathbb{P}_{[X_k=j-1]}(X_{k+1} = j) \mathbb{P}(X_k = j-1) + \mathbb{P}_{[X_k=j]}(X_{k+1} = j) \mathbb{P}(X_k = j)$$
 car toutes les autres probabilités conditionnelles sont nulles,  

$$\mathbb{P}(X_{k+1} = j) = \frac{n-j+1}{n} \mathbb{P}(X_k = j-1) + \frac{j}{n} \mathbb{P}(X_k = j)$$
 d'après 2b).
- d) Une récurrence sur  $k$  dans  $\llbracket 1; n \rrbracket$ , en utilisant les questions précédentes pour l'hérédité conduit à  

$$\mathbb{P}(X_k = k-1) = \frac{(n-1)!k(k-1)}{2(n-k+1)!n^{k-1}}.$$