
DS5 (version B) /112

Exercice /42

Dans cet exercice, n est un entier supérieur ou égal à 2. On note E l'espace vectoriel \mathbb{R}^n et Id l'application identité de E .

L'objet de l'exercice est l'étude des endomorphismes f de E vérifiant l'équation (*) : $f \circ f = 4\text{Id}$

A. Étude du cas $n = 2$

Soit f l'endomorphisme de \mathbb{R}^2 dont la matrice dans la base canonique est : $A = \sqrt{2} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$.

Soit u le vecteur de \mathbb{R}^2 défini par $u = (\sqrt{2} - 2, \sqrt{2})$.

1. Montrer que f vérifie l'équation (*), puis préciser le noyau et l'image de f .

- 1 pt : $f \circ f = 4\text{id} \Leftrightarrow A^2 = 4I_2$
- 1 pt : $A^2 = 4I_2$
- 1 pt : $\det(A) \neq 0$
- 1 pt : **A inversible donc f bijective donc $\text{Ker}(f) = \{0_{\mathbb{R}^2}\}$**
- 1 pt : **$\dim(\text{Im}(f)) = 2$ par théorème du rang**
- 1 pt : $\text{Im}(f) = \mathbb{R}^2$

2. On note $F = \text{Ker}(f - 2\text{Id})$ et $G = \text{Im}(f - 2\text{Id})$.

a) Montrer que G est engendré par le vecteur u .

En déduire la dimension de F et donner une base de F . On notera v le vecteur de cette base.

- 1 pt : $G = \text{Vect}((f - 2\text{id})(e_1), (f - 2\text{id})(e_2))$
- 1 pt : $(f - 2\text{id})(e_1) = u$
- 1 pt : $(f - 2\text{id})(e_2) = z$
- 2 pts : **u et z sont colinéaires donc $G = \text{Vect}(u)$**
- 1 pt : (u) base de G
- 1 pt : $\dim(G) = \text{Card}((u)) = 1$
- 1 pt : **$\dim(F) = \dim(\text{Ker}(f - 2\text{id})) = 1$ par théorème du rang**
- 3 pts : $F = \text{Vect}((\sqrt{2} + 2, \sqrt{2}))$
 - × 1 pt : écriture système
 - × 1 pt : résolution
 - × 1 pt : écriture sous forme de s.e.v. engendré

b) Vérifier que G est le sous-espace propre de f associé à la valeur propre -2 .

- 3 pts : $E_{-2}(f) = \text{Vect}((u)) = G$
 - × 1 pt : écriture système
 - × 1 pt : résolution
 - × 1 pt : écriture sous forme de s.e.v. engendré

3. a) Justifier que (u, v) est une base de \mathbb{R}^2 .

- **1 pt** : u vecteur propre de f associé à la VP -2 et v vecteur propre de f associé à la VP 2 donc (u, v) libre
- **1 pt** : $\text{Card}((u, v)) = 2 = \dim(\mathbb{R}^2)$

b) Montrer que f est diagonalisable. Préciser les valeurs propres de f et donner la matrice de passage de la base canonique à une base de vecteurs propres.

- **1 pt** : f admet 2 VP distinctes et $\dim(\mathbb{R}^2) = 2$ donc f diagonalisable
- **1 pt** : $P_{\mathcal{B}, \mathcal{B}'} = \begin{pmatrix} \sqrt{2} - 2 & \sqrt{2} + 2 \\ \sqrt{2} & \sqrt{2} \end{pmatrix}$

B. Étude du cas général

On se place désormais dans le cas où n est supérieur ou égal à 2, et on considère un endomorphisme f de E vérifiant l'équation (*).

4. a) Justifier que f est un automorphisme de E et exprimer l'automorphisme réciproque f^{-1} en fonction de f .

- **1 pt** : f endomorphisme de E
- **1 pt** : $\left(\frac{1}{4} f\right) \circ f = \text{id}$ et E de dimension finie, donc f bijective
- **1 pt** : $f^{-1} = \frac{1}{4} f$

b) Déterminer les valeurs propres possibles de f .

- **1 pt** : $Q(X) = X^2 - 4$ est un polynôme annulateur de f
- **1 pt** : $\text{Sp}(f) \subset \{-2, 2\}$

c) Vérifier que 2Id et -2Id satisfont l'équation (*).

- **1 pt**

On suppose dans la suite de l'exercice que $f \neq 2\text{Id}$ et $f \neq -2\text{Id}$ et on note $F = \text{Ker}(f - 2\text{Id})$ et $G = \text{Im}(f - 2\text{Id})$.

5. Soit x un élément de E . Montrer que $(f(x) - 2x) \in \text{Ker}(f + 2\text{Id})$ et que $(f(x) + 2x) \in F$.

En déduire que $G \subset \text{Ker}(f + 2\text{Id})$ et que $\text{Im}(f + 2\text{Id}) \subset F$.

Montrer que 2 et -2 sont les valeurs propres de f .

- **2 pts** : $(f(x) - 2x) \in \text{Ker}(f + 2\text{Id})$
 - × **1 pt** : f linéaire
 - × **1 pt** : $f \circ f = 4\text{id}$
- **1 pt** : $G \subset \text{Ker}(f + 2\text{Id})$
- **1 pt** : $\text{Im}(f + 2\text{Id}) \subset F$
- **3 pts** : $-2 \in \text{Sp}(f)$
 - × **1 pt** : structure raisonnement par l'absurde
 - × **1 pt** : théorème du rang
 - × **1 pt** : $\text{Ker}(f - 2\text{Id}) = \mathbb{R}^n$
- **0 pt** : $2 \in \text{Sp}(f)$

6. Soit x un vecteur de $\text{Ker}(f + 2\text{Id})$.

a) Exprimer $(f - 2\text{Id})(x)$ en fonction de x uniquement.

En déduire que x appartient à G , puis que $G = \text{Ker}(f + 2\text{Id})$.

• 1 pt : $(f - 2\text{id})(x) = -4x$

• 1 pt : $x = (f - 2\text{id})\left(-\frac{1}{4}x\right) \in \text{Im}(f - 2\text{id}) = G$

• 1 pt : $\text{Im}(f - 2\text{id}) = \text{Ker}(f + 2\text{id})$ (\subset d'après 5., \supset d'après ce qui précède)

b) Montrer que f est diagonalisable.

• 1 pt : par théorème du rang $\dim(\mathbb{R}^n) = \dim(\text{Ker}(f - 2\text{id})) + \dim(\text{Ker}(f + 2\text{id}))$

• 1 pt : $\dim(E_2(f)) + \dim(E_{-2}(f)) = \dim(\mathbb{R}^n)$, et 2 et -2 sont les seules VP de f , donc f est diagonalisable

Problème /70

Première partie : Biais par la taille, exemples discrets /52

1. On suppose que le nombre d'enfants dans une famille française est une variable aléatoire X . Pour connaître la loi de X , une idée serait d'interroger les élèves d'une école pour connaître le nombre d'enfants dans leur famille.

On va voir que cette approche introduit un biais, en considérant une situation particulière. Supposons que X suive la loi binomiale de paramètres $n = 10$ et $p = \frac{1}{5}$. On note $p_k = \mathbb{P}([X = k])$ pour $k \in \{0, 1, \dots, 10\}$.

a) (i) Rappeler l'expression de p_k pour $k \in \{0, 1, \dots, 10\}$.

• 1 pt : $\forall k \in \llbracket 0, 10 \rrbracket, p_k = \mathbb{P}([X = k]) = \binom{10}{k} \left(\frac{1}{5}\right)^k \left(1 - \frac{1}{5}\right)^{10-k}$

(ii) Que vaut $\mathbb{E}(X)$?

• 1 pt : $\mathbb{E}(X) = 10 \frac{1}{5} = 2$

(iii) Donner $\mathbb{V}(X)$, et en déduire $\mathbb{E}(X^2)$.

• 1 pt : $\mathbb{V}(X) = 10 \frac{1}{5} \frac{4}{5} = \frac{8}{5}$

• 1 pt : **Koenig-Huygens** : $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2$

• 1 pt : $\mathbb{E}(X^2) = \frac{28}{5}$

b) Soit M_k le nombre de familles à k enfants, $M = \sum_{k=0}^{10} M_k$ le nombre total de familles (donc $p_k = \frac{M_k}{M}$). Soit N_k le nombre total d'enfants (c'est-à-dire dans toute la population) qui font partie d'une famille à k enfants, et $N = \sum_{k=0}^{10} N_k$ le nombre total d'enfants de la population.

(i) Démontrer : $N_k = k p_k M$.

• 1 pt : $N_k = k M_k$

• 1 pt : $p_k = \frac{M_k}{M}$ donc $M_k = p_k M$

(ii) Démontrer : $\frac{N}{M} = 2$.

• 1 pt : $\frac{N}{M} = \frac{1}{M} \sum_{k=0}^{10} N_k = \frac{1}{M} \sum_{k=0}^{10} k p_k M$ (d'après la question précédente)

• 1 pt : $\frac{N}{M} = \sum_{k=0}^{10} k \mathbb{P}([X = k]) = \mathbb{E}(X)$

(iii) Montrer que la proportion des enfants provenant d'une famille à k enfants est : $p_k^* = \frac{k p_k}{2}$.

• 1 pt : $p_k^* = \frac{\text{nb enfants qui font partie d'une famille à } k \text{ enfants}}{\text{nombre total d'enfants}} = \frac{N_k}{N}$

• 1 pt : $\frac{N_k}{N} = \frac{\frac{N_k}{M}}{\frac{N}{M}} = \frac{k p_k M}{2} = \frac{k p_k}{2}$

c) On choisit une personne au hasard dans la rue, à qui l'on demande combien d'enfants ses parents ont eu (lui ou elle inclus). On note Y ce nombre d'enfants.

(i) Pour tout entier k élément de $\{1, 2, \dots, 10\}$, démontrer : $\mathbb{P}([Y = k]) = \frac{k p_k}{2}$.

• **1 pt** : l'événement $[Y = k]$ est réalisé si et seulement si la personne interrogée fait partie d'une fratrie de k enfants

• **1 pt** : $\forall k \in \llbracket 1, 10 \rrbracket$, $\mathbb{P}([Y = k]) = p_k^* = \frac{k p_k}{2}$

(ii) Démontrer : $\mathbb{E}(Y) = \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\mathbb{E}(X)}$.

• **1 pt** : $Y(\Omega) \subset \llbracket 1, 10 \rrbracket$ donc Y admet une espérance

• **1 pt** : $\mathbb{E}(Y) = \sum_{k=1}^{10} k \mathbb{P}([Y = k]) = \sum_{k=1}^{10} k \frac{k p_k}{2} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{10} k^2 \mathbb{P}([X = k]) = \frac{1}{2} \mathbb{E}(X^2)$

• **0 pt** : $\mathbb{E}(X) = 2$ donc $\mathbb{E}(Y) = \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\mathbb{E}(X)}$

(iii) En déduire $\mathbb{E}(Y)$ et le comparer à $\mathbb{E}(X)$.

• **1 pt** : calcul $\mathbb{E}(Y) = \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\mathbb{E}(X)} = \frac{\frac{28}{5}}{2} = \frac{1}{2} \frac{28}{5} = \frac{14}{5}$

• **1 pt** : $\mathbb{E}(Y) = \frac{14}{5} \geq \frac{10}{5} = 2 = \mathbb{E}(X)$

2. Soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} , non identiquement nulle et admettant une espérance.

Pour tout entier $i > 0$, on pose : $q_i = \frac{i}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = i])$.

a) Calculer $\sum_{i=1}^{+\infty} q_i$.

• **1 pt** : $\sum_{i=1}^n q_i = \sum_{i=1}^n \frac{i}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = i]) = \frac{1}{\mathbb{E}(X)} \sum_{i=1}^n i \mathbb{P}([X = i])$

• **1 pt** : X admet une espérance donc la série $\sum_{i \geq 1} i \mathbb{P}([X = i])$ est (abs) convergente.

• **0 pt** : $\sum_{i=1}^{+\infty} q_i = \frac{1}{\mathbb{E}(X)} \sum_{i=1}^{+\infty} i \mathbb{P}([X = i]) = \frac{1}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{E}(X) = 1$

La suite $(q_i)_{i>0}$ définie ci-dessus définit donc bien une loi de probabilité. On considère la variable aléatoire X^* dont la loi est donnée par les q_i , c'est-à-dire, pour tout i entier naturel non nul :

$$\mathbb{P}([X^* = i]) = \frac{i}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = i])$$

On dit que X^* suit la loi de X biaisée par la taille.

b) On suppose que X admet un moment d'ordre 2. Démontrer : $\mathbb{E}(X^*) = \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\mathbb{E}(X)}$

• **0 pt** : X^* admet une espérance ssi la série $\sum_{i \geq 1} i \mathbb{P}([X^* = i])$ est abs convergente

• **1 pt** : $\sum_{i=0}^n i \mathbb{P}([X^* = i]) = \sum_{i=0}^n i \frac{i}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = i]) = \frac{1}{\mathbb{E}(X)} \sum_{i=0}^n i^2 \mathbb{P}([X = i])$

• **1 pt** : la v.a.r. X admet un moment d'ordre 2 donc la série $\sum_{i \geq 0} i^2 \mathbb{P}([X = i])$ est

(absolument) convergente et $\mathbb{E}(X^*) = \frac{1}{\mathbb{E}(X)} \sum_{i=0}^{+\infty} i^2 \mathbb{P}([X = i]) = \frac{\mathbb{E}(X^2)}{\mathbb{E}(X)}$

- c) En déduire que si $\mathbb{E}(X^2)$ existe, on a : $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X) (\mathbb{E}(X^*) - \mathbb{E}(X))$.
- **1 pt : comme X admet un moment d'ordre 2 alors X admet une variance**
 - **1 pt : KH et factorisation** $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 = \mathbb{E}(X) \mathbb{E}(X^*) - (\mathbb{E}(X))^2$

d) Conclure : $\mathbb{E}(X^*) \geq \mathbb{E}(X)$.

- **0 pt : existence des objets (énoncé trop vague pour l'exiger)**
- **1 pt : $\mathbb{E}(X) > 0$ donc $\mathbb{V}(X)$ est du signe de $\mathbb{E}(X^*) - \mathbb{E}(X)$**
L'énoncé contraint à accepter l'argument faux $\mathbb{E}(X) \geq 0$.
- **1 pt : bonus pour ceux qui ont vu la difficulté $\mathbb{E}(X) > 0$**

3. a) Soit λ un réel strictement positif. On suppose que X est une variable aléatoire qui suit la loi de Poisson de paramètre λ . Soit X^* une variable aléatoire suivant la loi de X biaisée par la taille.

(i) Donner la loi de X^* .

- **1 pt : par définition de X^* , on considère dans la suite : $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$**
- **1 pt : pour $i \in \mathbb{N}^*$, $\mathbb{P}([X^* = i]) = \frac{i}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = i]) = \frac{i}{\lambda} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$**

(ii) Vérifier que X^* suit la même loi que $X + 1$.

- **1 pt : comme $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$, alors $X(\Omega) = \mathbb{N}$ et $Y(\Omega) = \mathbb{N}^*$ (avec $Y = X + 1$)**
- **1 pt : $\mathbb{P}([Y = i]) = \mathbb{P}([X + 1 = i]) = \mathbb{P}([X = i - 1]) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!}$**

b) Réciproquement, on suppose que X est une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} admettant une espérance non nulle, telle que X^* et $X + 1$ suivent la même loi.

(i) Montrer que pour tout $k \geq 1$: $\mathbb{P}([X = k]) = \frac{\mathbb{E}(X)}{k} \mathbb{P}([X = k - 1])$.

- **1 pt : comme X^* et $X + 1$ on même loi $\mathbb{P}([X^* = k]) = \mathbb{P}([X + 1 = k])$**
- **1 pt : $\mathbb{P}([X^* = k]) = \frac{k}{\mathbb{E}(X)} \mathbb{P}([X = k])$ et $\mathbb{P}([X + 1 = k]) = \mathbb{P}([X = k - 1])$**

(ii) Montrer que pour tout k entier naturel : $\mathbb{P}([X = k]) = \frac{(\mathbb{E}(X))^k}{k!} \mathbb{P}([X = 0])$.

- **1 pt : intialisation**
- **2 pts : hérédité**

(iii) En déduire la loi de X .

- **1 pt : $([X = k])_{k \in \mathbb{N}}$ est un SCE donc $\sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X = k]) = 1$**
- **1 pt : $\sum_{k=0}^{+\infty} \mathbb{P}([X = k]) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\mathbb{E}(X))^k}{k!} \mathbb{P}([X = 0]) = \mathbb{P}([X = 0]) \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{(\mathbb{E}(X))^k}{k!} = \mathbb{P}([X = 0]) e^{\mathbb{E}(X)}$**
- **1 pt : on en conclut : $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\mathbb{E}(X))$**

4. *Le paradoxe du temps d'attente du bus.*

Soit $n \geq 1$ un entier naturel, et soit X une variable aléatoire à valeurs dans $\{1, \dots, n\}$ telle que pour tout $1 \leq k \leq n$: $\mathbb{P}([X = k]) > 0$. On suppose qu'à un arrêt de bus donné, les intervalles de temps entre deux bus consécutifs, exprimés en minutes, sont des variables aléatoires indépendantes, de même loi que X . Une personne arrive à cet arrêt à un instant aléatoire, et se demande combien de temps elle va attendre.

a) Une première idée est que la personne arrive à un instant uniforme entre deux arrivées de bus, séparées par un intervalle de X minutes. On note T la variable aléatoire qui représente le temps d'attente (à valeurs dans $\{1, \dots, n\}$) et on suppose donc que pour tout entier k élément de $\{1, \dots, n\}$:

$$\mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) = \begin{cases} \frac{1}{k} & \text{si } j \in \{1, \dots, k\} \\ 0 & \text{si } j > k \end{cases}$$

(i) Montrer que pour tout entier $k \in \{1, \dots, n\}$, on a : $\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) = \frac{k+1}{2}$.

• **1 pt** : $\sum_{k=1}^n \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \in [1, k]}}^n \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) + \sum_{\substack{j=1 \\ j > k}}^n \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j])$

• **1 pt** : $\sum_{k=1}^n \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) = \sum_{j=1}^k j \frac{1}{k} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k j = \frac{1}{k} \frac{k(k+1)}{2}$

(ii) En déduire : $\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n j \mathbb{P}([X = k]) \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) = \frac{\mathbb{E}(X+1)}{2}$.

• **1 pt** : $X + 1$ admet une espérance en tant que transformée affine de X finie

• **1 pt** : $\sum_{k=1}^n \left(\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}([X = k]) \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) \right) = \sum_{k=1}^n \mathbb{P}([X = k]) \left(\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) \right)$

• **1 pt** : théorème de transfert = $\frac{1}{2} \sum_{k=1}^n (k+1) \mathbb{P}([X = k]) = \frac{1}{2} \mathbb{E}(X+1)$

(iii) Démontrer : $\mathbb{E}(T) = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n j \mathbb{P}([X = k]) \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j])$.

• **1 pt** : $\mathbb{P}([X = k] \cap [T = j]) = \mathbb{P}([X = k]) \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j])$

• **1 pt** : **FPT** $\sum_{k=1}^n \mathbb{P}([X = k] \cap [T = j]) = \mathbb{P}([T = j])$

• **0 pt** : $\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}([T = j]) = \mathbb{E}(T)$

(iv) Démontrer : $\mathbb{E}(T) = \frac{\mathbb{E}(X+1)}{2}$.

• **1 pt** : $\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \dots = \sum_{1 \leq j, k \leq n} \dots = \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^n \dots$

• **0 pt** : $\sum_{k=1}^n \left(\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}([X = k]) \mathbb{P}_{[X=k]}([T = j]) \right) = \frac{\mathbb{E}(X+1)}{2}$ d'après 4.a)(ii)

b) En réalité, en arrivant à l'arrêt de bus, on « tombe » dans un intervalle entre deux bus de manière proportionnelle à sa taille (plus l'intervalle est long, plus on a de chances de « tomber » dedans) : l'intervalle de temps est X^* , suivant la loi de X biaisée par la taille. Le temps d'attente T^* vérifie donc en fait, pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$:

$$\mathbb{P}_{[X^*=k]}([T^* = j]) = \begin{cases} \frac{1}{k} & \text{si } j \in \{1, \dots, k\} \\ 0 & \text{si } j > k \end{cases}$$

(i) Montrer que pour tout entier $k \in \{1, \dots, n\}$, on a : $\sum_{j=1}^n j \mathbb{P}_{[X^*=k]}([T^* = j]) = \frac{k+1}{2}$.

- **2 pts** : évident car la loi de T^* conditionnellement à $[X^* = k]$ est celle de T conditionnellement à $[X = k]$ (4.a)

On donne des points si les calculs sont refaits (à hauteur de ce qui est fait)

(ii) Démontrer : $\mathbb{E}(T^*) = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n j \mathbb{P}([X^* = k]) \mathbb{P}_{[X^*=k]}([T^* = j])$.

- **1 pt** : raisonnement similaire à 4.a)(iii) en appliquant FPT sur le SCE $([X^* = k])_{k \in \llbracket 1, n \rrbracket}$

(iii) Démontrer : $\mathbb{E}(T^*) = \frac{\mathbb{E}(X^* + 1)}{2}$.

- **1 pt** : même raisonnement que 4.a)(iv)

(iv) En déduire qu'on a : $\mathbb{E}(T^*) \geq \mathbb{E}(T)$.

- **1 pt** : $\mathbb{E}(T^*) \geq \mathbb{E}(T) \Leftrightarrow \frac{\mathbb{E}(X^* + 1)}{2} \geq \frac{\mathbb{E}(X + 1)}{2} \Leftrightarrow \mathbb{E}(X^*) \geq \mathbb{E}(X)$

- **2 pts** : $\mathbb{E}(X^*) \geq \mathbb{E}(X)$ car on peut appliquer la question 2.

× $X(\Omega) \subset \llbracket 1, n \rrbracket \subset \mathbb{N}$ et ainsi $\mathbb{P}([X = 0]) = 0 < 1$

× la v.a.r. X est finie, elle admet un moment d'ordre 2 (et donc une espérance)

Deuxième partie : Applications en Statistique /18

On s'intéresse maintenant au cas où le biais par la taille peut être utilisé en statistique, pour construire des estimateurs non biaisés. Une compagnie d'électricité possède n clients où n est un entier naturel non nul donné. Lors de l'année écoulée, le $i^{\text{ème}}$ client a payé x_i euros ($x_i > 0$), mais a en réalité consommé une quantité d'électricité correspondant à y_i euros ($y_i > 0$). La compagnie sait combien ses clients ont payé, et elle souhaite estimer le rapport :

$$\theta = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

pour déterminer à quel point elle a mal facturé ses clients.

5. Soit m un entier fixé tel que $1 \leq m \leq n$. On note \mathcal{P}_m l'ensemble des parties $A \subset \{1, \dots, n\}$ de cardinal m . On considère une variable aléatoire R , à valeurs dans \mathcal{P}_m et de loi uniforme, c'est-à-dire telle que pour toute partie $A \in \mathcal{P}_m$: $\mathbb{P}([R = A]) = \frac{1}{\binom{n}{m}}$.

On souhaite écrire un programme pour choisir l'ensemble R au hasard.

a) On considère la procédure suivante : on prend un premier élément s_1 uniformément dans $\{1, \dots, n\}$, puis un deuxième élément s_2 uniformément dans $\{1, \dots, n\} \setminus \{s_1\}$, etc. puis un $m^{\text{ème}}$ élément s_m uniformément dans $\{1, \dots, n\} \setminus \{s_1, \dots, s_{m-1}\}$. On note $S = (s_1, \dots, s_m)$, qui est un m -uplet aléatoire.

(i) Montrer que pour tout m -uplet (a_1, \dots, a_m) d'entiers distincts de $\{1, \dots, n\}$, on a :

$$\mathbb{P}([S = (a_1, \dots, a_m)]) = \frac{(n-m)!}{n!}$$

- 1 pt : introduire pour tout $i \in \llbracket 1, m \rrbracket$, X_i v.a.r. résultat du $i^{\text{ème}}$ tirage
- 1 pt : $[S = (a_1, \dots, a_m)] = [X_1 = a_1] \cap [X_2 = a_2] \cap \dots \cap [X_m = a_m]$
- 1 pt : par FPC $\mathbb{P}([S = (a_1, \dots, a_m)]) = \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \times \dots \times \frac{1}{n-m+1}$

Démonstration par dénombrement acceptée. Attribuer 2 pts pour tout raisonnement même approximatif (3 points uniquement en cas de rigueur)

(ii) On note $R = \{s_1, \dots, s_m\}$ l'ensemble des entiers tirés lors de la procédure décrite plus haut (l'ordre dans lequel ils ont été tirés n'importe plus). Montrer que pour tout ensemble $A = \{a_1, \dots, a_m\} \subset \{1, \dots, n\}$ de cardinal m , on a : $\mathbb{P}([R = A]) = \frac{m!(n-m)!}{n!}$.
 En déduire que l'ensemble R a été choisi uniformément dans \mathcal{P}_m .

- 2 pts : $[R = \{a_1, \dots, a_m\}] = \bigcup_{\sigma \in \mathcal{S}_m} \left(\bigcap_{i=1}^m [X_i = \sigma(i)] \right)$ où \mathcal{S}_m l'ensemble des bijections de l'ensemble $\llbracket 1, m \rrbracket$ sur $\{a_1, \dots, a_m\}$
- 1 pt : $\mathbb{P}(R = \{a_1, \dots, a_m\}) = \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_m} \mathbb{P} \left(\bigcap_{i=1}^m [X_i = \sigma(i)] \right)$ par réunion inc d'év
- 1 pt : $= \sum_{\sigma \in \mathcal{S}_m} \frac{1}{n} \times \frac{1}{n-1} \times \dots \times \frac{1}{n-m+1}$ par FPC

Au vu de l'énoncé (à l'arrache), on accepte les raisonnements à l'arrache :

- × 1 pt : par définition de R , R suit la loi uniforme
- × 2 pts : (sans cumul avec ce qui précède) tentative d'explication sur le rôle de l'ordre. Il y a $m!$ fois moins de parties à m éléments que de m -uplets (1 pt) + la proba est donc $m!$ fois plus forte (1 pt)

b) Pour un réel x , on note $\lfloor x \rfloor$ sa partie entière, c'est-à-dire le plus grand entier naturel inférieur ou égal à x . Montrer que si U suit la loi uniforme sur $[0, 1[$, alors $X = 1 + \lfloor nU \rfloor$ suit la loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$.

- 1 pt : $U \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1[)$ donc $U(\Omega) = [0, 1[$ donc $(nU)(\Omega) = [0, n[$
 donc $(\lfloor nU \rfloor)(\Omega) = \llbracket 0, n \rrbracket = \llbracket 0, n-1 \rrbracket$ et $(1 + \lfloor nU \rfloor)(\Omega) = \llbracket 1, n \rrbracket$
- 1 pt : $\mathbb{P}([X = k]) = \mathbb{P}([1 + \lfloor nU \rfloor = k]) = \mathbb{P}([\lfloor nU \rfloor = k-1]) = \mathbb{P}([k-1 \leq nU < (k-1) + 1])$
- 1 pt : $U \hookrightarrow \mathcal{U}([0, 1[)$ donc $\mathbb{P} \left(\left[\frac{k-1}{n} \leq U < \frac{k}{n} \right] \right) = F_U \left(\frac{k}{n} \right) - F_U \left(\frac{k-1}{n} \right) = \frac{k}{n} - \frac{k-1}{n}$

c) On rappelle que la fonction `rand()` renvoie un nombre aléatoire de loi uniforme sur $[0, 1[$, et que `floor(x)` renvoie la partie entière de x . Écrire une fonction `Uniforme` en **Scilab** qui prend en argument un entier n , et renvoie un nombre (aléatoire), uniforme sur $\{1, \dots, n\}$.

```

1  fonction x = Uniforme(n)
2      ...
3  endfunction
```

- 1 pt : `u = rand()`
- 1 pt : `x = 1 + floor(n * u)`

d) Écrire une fonction `Selection`, qui prend en argument un vecteur `V` et renvoie un élément `x` de `V` pris de manière aléatoire parmi tous les éléments de `V`, ainsi que le vecteur `W`, égal au vecteur `V` auquel on a enlevé l'élément `x`. L'instruction `length(V)` renvoie le nombre d'éléments du vecteur `V`.

```

1  function [x, W] = Selection(V)
2      n = length(V)
3      ...
4  endfunction
    
```

• 1 pt : `3` `j = Uniforme(n)`

• 1 pt : `4` `x = V(n)`

e) Compléter le programme suivant, qui prend en argument deux entiers `n` et `m` avec $m \leq n$, et renvoie un vecteur `R` de `m` entiers distincts, pris uniformément dans $\{1, \dots, n\}$:

```

1  function R = Choix(m, n)
2      V = 1:n
3      R = []
4      for i = 1:m
5          ...
6      end
7  endfunction
    
```

• 2 pts : `5` `[x, V] = Selection(V)`

En particulier, on vérifie que l'affectation concerne les 2 variables

• 2 pts : `6` `R = [R, x]`

6. Pour une partie $A \in \mathcal{P}_m$, on définit :

$$\bar{x}_A = \frac{1}{m} \sum_{i \in A} x_i, \quad \bar{y}_A = \frac{1}{m} \sum_{i \in A} y_i, \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$$

La compagnie décide d'utiliser $\theta_R = \frac{\bar{y}_R}{\bar{x}_R}$ comme estimateur de θ .

a) On définit deux variables aléatoires $X = \bar{x}_R = \frac{1}{m} \sum_{i \in R} x_i$ et $Y = \bar{y}_R = \frac{1}{m} \sum_{i \in R} y_i$, qui correspondent aux montants moyens payés et consommés par les m clients du groupe tiré au hasard.

(i) Démontrer : $\mathbb{E}(X) = \binom{n}{m}^{-1} \sum_{A \in \mathcal{P}_m} \bar{x}_A$.

• 1 pt :

• 1 pt :

(ii) Soit $1 \leq i \leq n$ un entier naturel. Calculer le nombre de parties $A \in \mathcal{P}_m$ telles que $i \in A$.

• 1 pt :

• 1 pt :

(iii) En déduire :

$$\sum_{A \in \mathcal{P}_m} \sum_{i \in A} x_i = \binom{n-1}{m-1} \sum_{i=1}^n x_i$$

- 1 pt :
- 1 pt :

(iv) Conclure : $\mathbb{E}(X) = \bar{x}$. On **admettra** que de même on a : $\mathbb{E}(Y) = \bar{y}$.

- 1 pt :
- 1 pt :

(v) Exprimer θ en fonction de $\mathbb{E}(X)$ et $\mathbb{E}(Y)$.

- 1 pt :
- 1 pt :

b) Démontrer : $\mathbb{E}(\theta_R) = \mathbb{E}\left(\frac{Y}{X}\right)$.

- 1 pt :
- 1 pt :

c) On donne l'inégalité de Cauchy-Schwarz : si W et Z sont deux variables aléatoires strictement positives, admettant un moment d'ordre deux : $\mathbb{E}(WZ) \leq (\mathbb{E}(W^2))^{\frac{1}{2}} (\mathbb{E}(Z^2))^{\frac{1}{2}}$, avec égalité si et seulement s'il existe un $\alpha > 0$ tel que $W = \alpha Z$.

(i) Démontrer : $\mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right) \geq \frac{1}{\mathbb{E}(X)}$.

- 1 pt :
- 1 pt :

(ii) Montrer qu'il y a égalité si et seulement si X est une variable aléatoire constante, c'est-à-dire $X = \mathbb{E}(X) = \bar{x}$.

- 1 pt :
- 1 pt :

(iii) Conclure que $\mathbb{E}\left(\frac{1}{X}\right) = \frac{1}{\mathbb{E}(X)}$ si et seulement si pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $x_i = \bar{x}$.

- 1 pt :
- 1 pt :

d) Si on suppose que X et Y sont indépendantes, montrer que $\mathbb{E}(\theta_R) \geq \theta$, avec égalité si et seulement si pour tout $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$, $x_i = \bar{x}$.

- 1 pt :
- 1 pt :

Ainsi, $\mathbb{E}(\theta_R)$ n'est pas forcément égal à θ : on dit alors que θ_R est un estimateur *biaisé* de θ .

7. Ce problème peut être résolu en choisissant les m clients non de manière uniforme comme dans la question 10., mais de manière biaisée par la taille. Par analogie avec la construction de T_n dans la question 9., on commence par choisir une variable aléatoire J à valeurs dans $\{1, 2, \dots, n\}$, dont la loi est donnée par : $\mathbb{P}(J = i) = \frac{x_i}{\sum_{r=1}^n x_r}$. Ensuite, étant donné J , on choisit un groupe V de $m-1$

clients parmi les $n - 1$ clients différents de J , de manière uniforme. Autrement dit, pour toute partie $A \in \mathcal{P}_m$, et tout $i \in A$, on a :

$$\mathbb{P}_{[J=i]}([V = A \setminus \{i\}]) = \frac{1}{\binom{n-1}{m-1}}$$

Le groupe de clients examiné est alors : $R = V \cup \{J\}$.

a) On commence par déterminer $\mathbb{P}([R = A])$, pour $A \in \mathcal{P}_m$ donné.

(i) Démontrer :

$$\mathbb{P}([R = A]) = \sum_{i \in A} \mathbb{P}([J = i]) \mathbb{P}_{[J=i]}([V = A \setminus \{i\}])$$

• 1 pt :

• 1 pt :

(ii) En déduire :

$$\mathbb{P}([R = A]) = \frac{1}{\binom{n}{m}} \frac{\bar{x}_A}{\bar{x}}$$

• 1 pt :

• 1 pt :

8. Une fois choisi le groupe de clients R (par la procédure de la question 12.), on définit : $\hat{\theta}_R = \frac{\bar{y}_R}{\bar{x}_R}$.

a) Démontrer :

$$\mathbb{E}(\hat{\theta}_R) = \frac{1}{\binom{n}{m}} \sum_{A \in \mathcal{P}_m} \frac{\bar{y}_A}{\bar{x}}$$

• 1 pt :

• 1 pt :

b) Conclure : $\mathbb{E}(\hat{\theta}_R) = \theta$. On a donc construit un estimateur non biaisé de θ .

• 1 pt :

• 1 pt :