

**Exercice**

1. Dans cette question, on considère les matrices  $C = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{bmatrix} \in \mathcal{M}_{3,1}(\mathbf{R})$ ,  $L = [1, 2, -1] \in \mathcal{M}_{1,3}(\mathbf{R})$  et le produit matriciel  $M = CL$ .

- (a) i. Calculer  $M$  et  $M^2$ .
- ii. Déterminer le rang de  $M$ .
- iii. La matrice  $M$  est-elle diagonalisable ?

(b) i. Soit  $P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & -2 & 1 \end{bmatrix}$ . Justifier que  $P$  est inversible et calculer le produit  $P \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{bmatrix}$ .

ii. Trouver une matrice inversible  $Q$  dont la transposée  ${}^tQ$  vérifie :  ${}^tQ \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ -1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$ .

iii. Pour une telle matrice  $Q$ , calculer le produit  $PMQ$ .

2. La fonction *Scilab* suivante permet de multiplier la  $i$ -ème ligne  $L_i$  d'une matrice  $A$  par un réel sans modifier ses autres lignes, c'est-à-dire de lui appliquer l'opération élémentaire  $L_i \leftarrow aL_i$  (où  $a \neq 0$ ).

```
function B=multlig(a,i,A)
    [n,p] = size(A)
    B = A
    for j=1:p
        B(i,j)=a*B(i,j)
    end
endfunction
```

- (a) Donner le code *Scilab* de deux fonctions *addlig* (d'arguments  $\mathbf{b}, \mathbf{i}, \mathbf{j}, \mathbf{A}$ ) et *echlig* (d'arguments  $\mathbf{i}, \mathbf{j}, \mathbf{A}$ ) permettant d'effectuer respectivement les deux autres opérations élémentaires sur les lignes d'une matrice :

$$L_i \leftarrow L_i + b_i (i \neq j) \quad \text{et} \quad L_i \leftrightarrow L_j (i \neq j).$$

- (b) Expliquer pourquoi la fonction *multligmat* suivante retourne le même résultat  $\mathbf{B}$  que la fonction *multlig*.

```
function B = multligmat(a,i,A)
    [n,p] = size(A)
    D = eye(n,n)
    D(i,i) = a
    B = D*A
endfunction
```

3. Dans cette question, on note  $n$  un entier supérieur ou égal à 2 et  $M$  une matrice de  $\mathcal{M}_n(\mathbf{R})$  de rang 1.

Pour tout couple  $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$ , on note  $E_{i,j}$  la matrice de  $\mathcal{M}_n(\mathbf{R})$  dont tous les coefficients sont nuls sauf celui situé à l'intersection de sa  $i$ -ème ligne et de sa  $j$ -ème colonne, qui vaut 1.

(a) i. Justifier l'existence d'une matrice-colonne non nulle  $C = \begin{bmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_n \end{bmatrix} \in \mathcal{M}_{n,1}(\mathbf{R})$  et d'une matrice-ligne non

nulle  $L = [\ell_1, \dots, \ell_n] \in \mathcal{M}_{1,n}(\mathbf{R})$  telles que  $M = CL$ .

ii. Calculer la matrice  $MC$  et en déduire une valeur propre de  $M$ .

iii. Montrer que si le réel  $\sum_{i=1}^n c_i \ell_i$  est différent de 0, alors la matrice  $M$  est diagonalisable.

(b) i. À l'aide de l'égalité  $M = CL$ , établir l'existence de deux matrices inversibles  $P$  et  $Q$  telles que  $PMQ = E_{1,1}$ .

ii. En déduire que pour tout couple  $(i, j) \in \llbracket 1, n \rrbracket^2$ , il existe deux matrices inversibles  $P_i$  et  $Q_j$  telles que  $P_i M Q_j = E_{i,j}$ .

## Problème

Dans ce problème, on définit et on étudie les fonctions génératrices des moments et les fonctions génératrices des cumulants de variables aléatoires discrètes ou à densité.

Les cumulants d'ordre 3 et 4 permettent de définir des paramètres d'asymétrie et d'aplatissement qui viennent compléter la description usuelle d'une loi de probabilité par son espérance (paramètre de position) et sa variance (paramètre de dispersion) ; ces cumulants sont notamment utilisés pour l'évaluation des risques financiers.

**Dans tout le problème :**

- on note  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$  un espace probabilisé et toutes les variables aléatoires introduites dans l'énoncé sont des variables aléatoires réelles définies sur  $(\Omega, \mathcal{A})$  ;
- sous réserve d'existence, l'espérance et la variance d'une variable aléatoire  $X$  sont respectivement notées  $\mathbf{E}[X]$  et  $\mathbf{V}(X)$  ;
- pour toute variable aléatoire  $X$  et pour tout réel  $t$  pour lesquels la variable aléatoire  $e^{tX}$  admet une espérance, on pose :

$$M_X(t) = \mathbf{E}[e^{tX}] \quad \text{et} \quad K_X(t) = \ln(M_X(t)) ;$$

(les fonctions  $M_X$  et  $K_X$  sont respectivement appelées la *fonction génératrice des moments* et la *fonction génératrice des cumulants* de  $X$ )

- lorsque, pour un entier  $p \in \mathbf{N}^*$ , la fonction  $K_X$  est de classe  $\mathcal{C}^p$  sur un intervalle ouvert contenant l'origine, on appelle *cumulant d'ordre  $p$*  de  $X$ , noté  $Q_p(X)$ , la valeur de la dérivée  $p$ -ème de  $K_X$  en 0 :

$$Q_p(X) = K_X^{(p)}(0).$$

### Partie I. Fonction génératrice des moments de variables aléatoires discrètes

Dans toute cette partie :

- on note  $n$  un entier supérieur ou égal à 2 ;
- toutes les variables aléatoires considérées sont discrètes et à valeurs entières ;
- on note  $S$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\{-1, 1\}$  dont la loi est donnée par :

$$\mathbf{P}(S = -1) = \mathbf{P}(S = 1) = \frac{1}{2}.$$

1. Soit  $X$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\llbracket -n, n \rrbracket$ .

- (a) Pour tout  $t \in \mathbf{R}$ , écrire  $M_X(t)$  sous la forme d'une somme et en déduire que la fonction  $M_X$  est de classe  $\mathcal{C}^\infty$  sur  $\mathbf{R}$ .
- (b) Justifier pour tout  $p \in \mathbf{N}^*$ , l'égalité :  $M_X^{(p)}(0) = \mathbf{E}[X^p]$ .
- (c) Soit  $Y$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\llbracket -n, n \rrbracket$  dont la fonction génératrice des moments  $M_Y$  est la même que celle de  $X$ .

On note  $G_X$  et  $G_Y$  les deux polynômes définis par :

$$\forall x \in \mathbf{R}, \quad \begin{cases} G_X(x) = \sum_{k=0}^{2n} \mathbf{P}(X = k - n) x^k \\ G_Y(x) = \sum_{k=0}^{2n} \mathbf{P}(Y = k - n) x^k. \end{cases}$$

- i. Vérifier pour tout  $t \in \mathbf{R}$ , l'égalité  $G_X(e^t) = e^{nt} M_X(t)$ .
- ii. Justifier la relation :  $\forall t \in \mathbf{R}, G_X(e^t) = G_Y(e^t)$ .
- iii. En déduire que la variable aléatoire  $Y$  suit la même loi que  $X$ .

2. Dans cette question, on note  $X_2$  une variable aléatoire qui suit la loi binomiale  $\mathcal{B}\left(2, \frac{1}{2}\right)$ .

On suppose que les variables aléatoire  $X_2$  et  $S$  sont indépendantes et on pose  $Y_2 = SX_2$ .

- (a) i. Préciser l'ensemble des valeurs possibles de la variable aléatoire  $Y_2$ .
- ii. Calculer les probabilités  $\mathbf{P}(Y_2 = y)$  attachées aux diverses valeurs possibles  $y$  de  $Y_2$ .

(b) Vérifier que la variable aléatoire  $X_2 - (S + 1)$  suit la même loi que  $Y_2$ .

3. Le script *Scilab* suivant permet d'effectuer des simulations de la variable aléatoire  $Y_2$  définie dans la question précédente.

```
(1)      n = 10
(2)      X = grand(n,2,'bin',2,0.5)
(3)      B = grand(n,2,'bin',1,0.5)
(4)      S = 2*B-ones(n,2)
(5)      Z1 = [S(1:n,1).*X(1:n,1),X(1:n,1)-S(1:n,1)-ones(n,1)]
(6)      Z2 = [S(1:n,1).*X(1:n,1),X(1:n,2)-S(1:n,2)-ones(n,1)]
```

- (a) Que contiennent les variables X et S après l'exécution des quatre premières instructions ?  
 (b) Expliquer pourquoi, après l'exécution des six instructions, chacun des coefficients des matrices Z1 et Z2 contient une simulation de la variable aléatoire  $Y_2$ .  
 (c) On modifie la première ligne du script précédent en affectant à n une valeur beaucoup plus grande que 10 (par exemple 100000) et en lui adjoignant les deux instructions (7) et (8) suivantes :

```
(7)      p1 = length(find(Z1(1:n,1)==Z1(1:n,2)))/n
(8)      p2 = length(find(Z2(1:n,1)==Z2(1:n,2)))/n
```

Quelles valeurs numériques approchées la loi faible des grands nombres permet-elle de fournir pour p1 et p2 après l'exécution des huit lignes du nouveau script ?

Dans le langage *Scilab*, la fonction `length` fournit la « longueur » d'un vecteur ou d'une matrice et la fonction `find` calcule les positions des coefficients d'une matrice pour lesquels une propriété est vraie, comme l'illustre le script suivant :

```
--> A = [1;2;0;4]
--> B = [2;2;4;3]
--> length(A)
ans = 4.
--> length([A,B])
ans = 8.
--> find(A<B)
ans = 1. 3. //car 1<2 et 0<4, alors que 2 >=2 et 4>=3
```

4. Dans cette question, on note  $X_n$  une variable aléatoire qui suit la loi binomiale  $\mathcal{B}\left(n, \frac{1}{2}\right)$ .

On suppose que les variables aléatoires  $X_n$  et  $S$  sont indépendantes et on pose  $Y_n = SX_n$ .

- (a) Justifier que la fonction  $M_{X_n}$  est définie sur  $\mathbf{R}$  et calculer  $M_{X_n}(t)$  pour tout  $t \in \mathbf{R}$ .  
 (b) Montrer que la fonction  $M_{Y_n}$  est donnée par :  $\forall t \in \mathbf{R}, M_{Y_n}(t) = \frac{1}{2^{n+1}} ((1 + e^t)^n + (1 + e^{-t})^n)$ .  
 (c) En utilisant l'égalité  $(1 + e^{-t})^n = e^{-nt}(1 + e^t)^n$ , montrer que  $Y_n$  suit la même loi que la différence  $X_n - H_n$ , où  $H_n$  est une variable aléatoire indépendante de  $X_n$  dont on précisera la loi.

## Partie II. Propriétés générales des fonctions génératrices des cumulants et quelques exemples

5. Soit  $X$  une variable aléatoire et  $\mathcal{D}_X$  le domaine de définition de la fonction  $K_X$ .

- (a) Donner la valeur de  $K_X(0)$ .  
 (b) Soit  $(a, b) \in \mathbf{R}^2$  et  $Y = aX + b$ . Justifier pour tout réel  $t$  pour lequel  $at$  appartient à  $\mathcal{D}_X$ , l'égalité :

$$K_Y(t) = bt + K_X(at).$$

- (c) On suppose ici que les variables aléatoires  $X$  et  $-X$  suivent la même loi.  
 Que peut-on dire dans ce cas des cumulants d'ordre impair de la variable aléatoire  $X$  ?

6. Soit  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires indépendantes et  $\mathcal{D}_X$  et  $\mathcal{D}_Y$  les domaines de définition respectifs des fonctions  $K_X$  et  $K_Y$ .

- (a) Montrer que pour tout réel  $t$  appartenant à la fois à  $\mathcal{D}_X$  et  $\mathcal{D}_Y$ , on a :  $K_{X+Y}(t) = K_X(t) + K_Y(t)$ .  
 (b) En déduire une relation entre les cumulants des variables aléatoires  $X, Y$  et  $X + Y$ .

7. Soit  $U$  une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur l'intervalle  $[0, 1]$ .

(a) Montrer que la fonction  $M_U$  est définie sur  $\mathbf{R}$  et donnée par :  $\forall t \in \mathbf{R}, M_U(t) = \begin{cases} \frac{e^t - 1}{t} & \text{si } t \neq 0 \\ 1 & \text{si } t = 0. \end{cases}$

(b) Calculer la dérivée de la fonction  $M_U$  en tout point  $t \neq 0$ .

(c) Trouver la limite du quotient  $\frac{M_U(t) - 1}{t}$  lorsque  $t$  tend vers 0.

(d) Montrer que la fonction  $M_U$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbf{R}$ .

8. Soient  $\alpha$  et  $\beta$  deux réels tels que  $\alpha < \beta$ .

Dans cette question, on note  $X$  une variable aléatoire qui suit la loi uniforme sur l'intervalle  $[\alpha, \beta]$ .

(a) Exprimer  $K_X$  en fonction de  $M_U$ , où la variable aléatoire  $U$  a été définie dans la question 7.

(b) Justifier que la fonction  $K_X$  est de classe  $\mathcal{C}^1$  sur  $\mathbf{R}$  et établir l'égalité :  $Q_1(X) = \mathbf{E}[X]$ .

9. Soit un réel  $\lambda > 0$  et soit  $T$  une variable aléatoire qui suit la loi de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

(a) Déterminer les fonctions  $M_T$  et  $K_T$ .

(b) En déduire tous les cumulants de  $T$ .

10. Soit  $Z$  une variable aléatoire qui suit la loi normale centrée réduite.

(a) Justifier pour tout  $t \in \mathbf{R}$ , la convergence de l'intégrale  $\int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(tx - \frac{x^2}{2}\right) dx$ .

(b) Montrer que la fonction  $M_Z$  est définie sur  $\mathbf{R}$  et donnée par :  $\forall t \in \mathbf{R}, M_Z(t) = \exp\left(\frac{t^2}{2}\right)$ .

(c) En déduire la valeur de tous les cumulants d'une variable aléatoire qui suit une loi normale d'espérance  $\mu \in \mathbf{R}$  et d'écart-type  $\sigma \in \mathbf{R}_+^*$ .

11. Soit  $(T_n)_{n \in \mathbf{N}^*}$  une suite de variables aléatoires telles que, pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ , la variable aléatoire  $T_n$  suit la loi de Poisson de paramètre  $n$ . Pour tout  $n \in \mathbf{N}^*$ , on pose  $W_n = \frac{T_n - n}{\sqrt{n}}$ .

(a) Justifier la convergence en loi de la suite de variables aléatoires  $(W_n)_{n \in \mathbf{N}^*}$  vers une variable aléatoire  $W$ .

(b) Déterminer la fonction  $K_{W_n}$ .

(c) Montrer que pour tout  $t \in \mathbf{R}$ , on a :  $\lim_{n \rightarrow +\infty} K_{W_n}(t) = K_W(t)$ .

### Partie III. Cumulant d'ordre 4.

Dans cette partie, on considère une variable aléatoire  $X$  telle que  $M_X$  est de classe  $\mathcal{C}^4$  sur un intervalle ouvert  $I$  contenant l'origine.

On admet alors que  $X$  possède des moments jusqu'à l'ordre 4 qui coïncident avec les dérivées successives de la fonction  $M_X$  en 0. Autrement dit, pour tout  $k \in \llbracket 1, 4 \rrbracket$ , on a  $M_X^{(k)}(0) = \mathbf{E}[X^k]$ .

De plus, on pose :  $\mu_4(X) = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])^4]$ .

12. Justifier les égalités :  $Q_1(X) = \mathbf{E}[X]$  et  $Q_2(X) = \mathbf{V}(X)$ .

13. Soient  $X_1$  et  $X_2$  deux variables aléatoires indépendantes et de même loi que  $X$ . On pose  $S = X_1 - X_2$ .

(a) Montrer que la variable aléatoire  $S$  possède un moment d'ordre 4 et établir l'égalité :

$$\mathbf{E}[S^4] = 2\mu_4(X) + 6(\mathbf{V}(X))^2.$$

(b) Montrer que les fonctions  $M_S$  et  $K_S$  sont de classe  $\mathcal{C}^4$  sur  $I$  et que pour tout  $t \in I$ , on a :

$$M_S^{(4)}(t) = K_S^{(4)}(t)M_S(t) + 3K_S^{(3)}(t)M_S'(t) + 3K_S''(t)M_S''(t) + K_S'(t)M_S^{(3)}(t).$$

(c) En déduire l'égalité :  $\mathbf{E}[S^4] = Q_4(S) + 3(\mathbf{V}(S))^2$ .

14. Justifier que le cumulant d'ordre 4 de  $X$  est donné par la relation :  $Q_4(X) = \mu_4(X) - 3(\mathbf{V}(X))^2$ .