



BANQUE COMMUNE D'ÉPREUVES

CODE SUJET :

283

CCIP_M2_S

Conceptions : H.E.C. – E.S.C.P. – E.A.P.

OPTION : SCIENTIFIQUE

MATHEMATIQUES II

Mercredi 9 Mai 2007, de 14 h. à 18 h.

La présentation, la lisibilité, l'orthographe, la qualité de la rédaction, la clarté et la précision des raisonnements entreront pour une part importante dans l'appréciation des copies.

Les candidats sont invités à encadrer dans la mesure du possible les résultats de leurs calculs.

Ils ne doivent faire usage d'aucun document : l'utilisation de toute calculatrice et de tout matériel électronique est interdite.

Seule l'utilisation d'une règle graduée est autorisée.

Pour toute variable aléatoire réelle Y définie sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) et possédant une espérance mathématique, on note $E(Y)$ cette espérance pour la probabilité P .

Pour tout événement C de \mathcal{A} tel que $P(C) > 0$, on note, sous réserve d'existence, $E(Y/C)$ l'espérance de Y pour la probabilité conditionnelle P_C (espérance conditionnelle de Y sachant C).

Partie I.

Cette partie constitue une application particulière des résultats généraux étudiés dans la suite du problème.

On possède n urnes ($n \geq 3$) numérotées de 1 à n , dans lesquelles on répartit au hasard et de façon indépendante, m boules indiscernables ($m \geq 4$), de sorte que, pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, la probabilité pour chaque boule d'être placée dans l'urne numéro i soit égale à $1/n$.

On suppose que cette expérience est modélisée par un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

À l'issue de cette expérience, on pose pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$:

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'urne n}^\circ i \text{ est vide} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

On pose $W_n = \sum_{i=1}^n X_i$.

1. a) Déterminer pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, la loi de la variable aléatoire X_i .
- b) Pour tout couple (i, j) d'entiers de $\llbracket 1, n \rrbracket$ distincts, calculer $P([X_i = 1] \cap [X_j = 1])$, ainsi que la covariance de X_i et X_j . Les variables aléatoires X_i et X_j sont-elles indépendantes ?
2. a) Exprimer l'espérance $E(W_n)$ de W_n en fonction de n et m .
- b) On note $V(W_n)$ la variance de W_n . Calculer $V(W_n)$ en fonction de n et m .

c) Vérifier l'égalité : $E(W_n) - V(W_n) = n^2 \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{2m} - n(n-1) \left(1 - \frac{2}{n}\right)^m$.

En déduire que $E(W_n) - V(W_n) \geq 0$.

3. Dans cette question, l'entier m vérifie $m = \lfloor n \ln n + \theta n \rfloor$, où θ est une constante réelle positive et $\lfloor x \rfloor$ désigne la partie entière de x .

a) Calculer $\lim_{n \rightarrow +\infty} E(W_n)$.

b) Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} (E(W_n) - V(W_n)) = 0$.

c) Soit T_n une variable aléatoire qui suit une loi de Poisson de paramètre $\mu_n = E(W_n)$.

On admet que pour tout k de \mathbb{N} , on a :

$$|P([W_n = k]) - P([T_n = k])| \leq \min\left(1, \frac{1}{\mu_n}\right) \times (\mu_n - V(W_n))$$

Quelle est la limite en loi de la suite de variables aléatoires $(W_n)_{n \geq 3}$?

4. On pose $\mu = e^{-\theta}$, et on suppose que le paramètre μ est inconnu. Dans cette question, on veut estimer μ .

Pour p entier de \mathbb{N}^* , on considère un p -échantillon indépendant, identiquement distribué (T_1, T_2, \dots, T_p) de la loi de Poisson de paramètre μ . On pose :

$$\bar{T}_p = \frac{1}{p} \sum_{i=1}^p T_i \quad \text{et} \quad U_p = \sqrt{p} \frac{\bar{T}_p - \mu}{\sqrt{\mu}}$$

a) Montrer que \bar{T}_p est un estimateur sans biais et convergent du paramètre μ .

b) Quelle est la limite en loi de la suite de variables aléatoires $(U_p)_{p \geq 1}$?

c) On veut construire, pour p assez grand, un intervalle de confiance du paramètre μ au risque α donné. Soit u le réel strictement positif tel que $P([U \geq u]) = \alpha/2$, où U est une variable aléatoire qui suit la loi normale centrée réduite.

Justifier que pour p assez grand, on peut écrire : $P([|U_p| \leq u]) = 1 - \alpha$, et déterminer alors un intervalle de confiance $[I_p, J_p]$ pour μ au risque α .

Partie II

Dans cette partie, λ désigne un réel strictement positif.

Soit M une variable aléatoire définie sur un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) qui suit une loi de Poisson de paramètre λ .

Soit A une partie quelconque de \mathbb{N} et \bar{A} son complémentaire dans \mathbb{N} . On rappelle que si A est non vide, alors,

$$P([M \in A]) = \sum_{i \in A} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}, \quad \text{et on pose par convention } [M \in \emptyset] = \emptyset.$$

On considère la fonction f_A définie sur \mathbb{N} par $f_A(0) = 0$, et pour tout k de \mathbb{N} :

$$f_A(k+1) = \frac{k!}{\lambda^{k+1}} e^\lambda (P([M \in A] \cap [M \leq k]) - P([M \in A]) \times P([M \leq k]))$$

1. a) Déterminer la fonction f_A dans les cas particuliers $A = \emptyset$ et $A = \mathbb{N}$.

b) Donner l'expression de $f_A(1)$ en fonction de λ et de $P([M \in A])$ dans les deux cas suivants : $0 \in A$ et $0 \in \bar{A}$. Exprimer $f_A(2)$ en fonction de λ et de $P([M \in A])$ dans le cas où 0 et 1 appartiennent à A .

2. Soit A et B deux parties de \mathbb{N} disjointes.

a) Montrer que $f_{A \cup B} = f_A + f_B$.

b) En déduire que $f_{\bar{A}} = -f_A$.

3. a) Montrer que pour tout k de \mathbb{N} , la fonction f_A vérifie la relation suivante :

$$\lambda f_A(k+1) - k f_A(k) = \begin{cases} P([M \in \bar{A}]) & \text{si } k \in A \\ -P([M \in A]) & \text{si } k \in \bar{A} \end{cases}$$

b) En déduire que si A est non vide et distincte de \mathbb{N} , la fonction f_A n'est pas identiquement nulle.

4. Dans cette question, j est un entier naturel non nul, et A est le singleton $\{j\}$. On pose $f_{\{j\}} = f_j$.

a) Pour tout k de \mathbb{N}^* , montrer l'égalité suivante :

$$f_j(k+1) = \begin{cases} \frac{k!}{j! \lambda^{k-j+1}} P([M \geq k+1]) & \text{si } k \geq j \\ -\frac{k!}{j! \lambda^{k-j+1}} P([M \leq k]) & \text{si } k < j \end{cases}$$

b) Calculer $f_j(j+1) - f_j(j)$, et déterminer son signe.

c) Calculer pour tout k de \mathbb{N}^* , différent de j , $f_j(k+1) - f_j(k)$ en distinguant les deux cas : $k > j$ et $k < j$. En déduire que la différence $f_j(k+1) - f_j(k)$ est positive si et seulement si $k = j$.

d) Établir les inégalités suivantes : $f_j(j+1) - f_j(j) \leq \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda} \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda}\right)$.

5. On considère le singleton $\{0\}$ et on pose $f_{\{0\}} = f_0$. Montrer, pour tout k de \mathbb{N}^* , l'inégalité suivante : $f_0(k+1) - f_0(k) \leq 0$.

6. a) Établir pour tout k de \mathbb{N} , l'inégalité suivante : $f_A(k+1) - f_A(k) \leq f_k(k+1) - f_k(k)$.
(on distinguera les deux cas : $k \in A$ et $k \in \bar{A}$)

b) En déduire, pour toute partie A de \mathbb{N} , l'inégalité suivante :

$$\sup_{k \geq 0} |f_A(k+1) - f_A(k)| \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda}\right)$$

Partie III.

Soit n un entier supérieur ou égal à 2. On considère n variables aléatoires discrètes indépendantes X_1, X_2, \dots, X_n définies sur un même espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) , telles que pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, la variable aléatoire X_i suit une loi de Bernoulli de paramètre p_i strictement positif.

On pose $\lambda_n = \sum_{i=1}^n p_i$, $W_n = \sum_{i=1}^n X_i$ et, pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, $R_i = W_n - X_i$.

On note M_n une variable aléatoire qui suit une loi de Poisson de paramètre λ_n . Soit A une partie quelconque de \mathbb{N} , et f_A la fonction définie dans la partie II, dans l'expression de laquelle on remplace M par M_n et λ par λ_n . On pose $f = f_A$.

1. a) Établir pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, l'égalité des deux variables aléatoires $X_i f(W_n)$ et $X_i f(1 + R_i)$.

b) En déduire pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, l'égalité : $E(X_i f(W_n)) = p_i E(f(1 + R_i))$.

2. Pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, on pose : $Y_i = f(1 + W_n) - f(1 + R_i)$.

Établir la relation suivante : $E(\lambda_n f(1 + W_n) - W_n f(W_n)) = \sum_{i=1}^n p_i E(Y_i)$.

3. a) Établir pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, la formule suivante :

$$E(Y_i / [X_i = 1]) = E(f(2 + R_i) - f(1 + R_i))$$

b) Calculer pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, $E(Y_i / [X_i = 0])$.

c) Dédire des questions précédentes l'égalité suivante :

$$E(\lambda_n f(1 + W_n) - W_n f(W_n)) = \sum_{i=1}^n p_i^2 E(f(2 + R_i) - f(1 + R_i))$$

4. Établir l'inégalité suivante :

$$|E(\lambda_n f(1 + W_n) - W_n f(W_n))| \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda_n}\right) \times \sum_{i=1}^n p_i^2$$

5. À l'aide de la question II.3.a, montrer, pour toute partie A de \mathbb{N} , l'égalité suivante :

$$E(\lambda_n f(1 + W_n) - W_n f(W_n)) = P([W_n \in A]) - P([M_n \in A])$$

En déduire, pour toute partie A de \mathbb{N} , la majoration suivante :

$$|P([W_n \in A]) - P([M_n \in A])| \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda_n}\right) \times \sum_{i=1}^n p_i^2$$

6. Dans cette question uniquement, on suppose que pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, X_i suit la loi de Bernoulli de paramètre $p_i = \frac{1}{n+i}$.

a) Déterminer $\lim_{n \rightarrow +\infty} \lambda_n$. Montrer que $\lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{i=1}^n p_i^2 = 0$.

b) Déterminer la limite en loi de la suite $(W_n)_{n \geq 2}$.

Partie IV.

Les notations sont identiques à celles de la partie III, mais les variables aléatoires X_1, X_2, \dots, X_n définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) , **ne sont pas nécessairement indépendantes**.

1. a) Montrer que pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, on a : $E(X_i f(W_n)) = p_i E(f(1 + R_i) | [X_i = 1])$.

b) En déduire l'égalité suivante : $P([W_n \in A]) - P([M_n \in A]) = \sum_{i=1}^n p_i [E(f(1 + W_n)) - E(f(1 + R_i) | [X_i = 1])]$.

2. On suppose que pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, il existe une variable aléatoire Z_i définie sur (Ω, \mathcal{A}, P) , à valeurs dans \mathbb{N} , telle que la loi de Z_i soit identique à la loi conditionnelle de R_i sachant $[X_i = 1]$.

a) Justifier, pour tout couple (ℓ, j) d'entiers naturels, l'inégalité : $|f(\ell) - f(j)| \leq |\ell - j| \times \min\left(1, \frac{1}{\lambda_n}\right)$, et en

dédire la majoration suivante : $|P([W_n \in A]) - P([M_n \in A])| \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda_n}\right) \times \sum_{i=1}^n p_i E(|W_n - Z_i|)$.

b) On suppose de plus que pour tout ω de Ω , pour tout i de $\llbracket 1, n \rrbracket$, on a $W_n(\omega) \geq Z_i(\omega)$. Établir l'égalité :

$$\sum_{i=1}^n p_i E(|W_n - Z_i|) = \lambda_n - V(W_n), \text{ où } V(W_n) \text{ désigne la variance de } W_n.$$

En déduire, pour toute partie A de \mathbb{N} , l'inégalité suivante :

$$|P([W_n \in A]) - P([M_n \in A])| \leq \min\left(1, \frac{1}{\lambda_n}\right) \times (\lambda_n - V(W_n))$$