

La qualité de la rédaction, le soin porté à la copie, la lisibilité, l'orthographe, la rigueur du vocabulaire ainsi que la clarté des raisonnements sont des critères importants d'évaluation. Quelques précisions :

- *la copie devra présenter une marge ainsi qu'une en-tête suffisantes,*
- *toutes les pages de la copie devront être numérotées et rangées dans l'ordre de lecture,*
- *les résultats finaux doivent être clairement mis en évidence (soulignés ou encadrés).*

L'usage de tout matériel électronique est interdit. Aucun document n'est autorisé. Le sujet est à rendre avec la copie.

Si au cours de l'épreuve, le candidat repère ce qui lui semble être une erreur d'énoncé, il est autorisé à traiter l'un des sujets suivants :

Sujet A : "Aimer, est-ce être linéairement indépendant ?"

Sujet B : "Aimer, est-ce manquer d'espace vectoriel ?"

Toutes les variables aléatoires de ce problème sont définies sur le même espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$.

INTRODUCTION

On s'intéresse dans ce problème à la détermination de lois de probabilité composées qui interviennent en particulier dans la gestion du risque en assurance et en théorie de la ruine. On étudie le modèle suivant :

- le nombre de sinistres à prendre en charge par une compagnie d'assurances sur une période donnée est une variable aléatoire N à valeurs dans \mathbb{N} ;
- les coûts des sinistres successifs sont modélisés par une suite de variables aléatoires $(U_k)_{k \in \mathbb{N}^*}$. On suppose que les variables U_k sont à valeurs dans \mathbb{N} , indépendantes et toutes de même loi, et sont indépendantes de N ;
- on pose, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $X_n = \sum_{k=1}^n U_k$ et X_0 est la variable certaine de valeur 0 ; et on admet que pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, X_n est également indépendante de N .
- La charge sinistrale totale pour la compagnie d'assurance sur une période est donnée par la variable aléatoire X définie par :

$$X = \sum_{k=1}^N U_k$$

et l'on précise que $X = X_0 = 0$ si N prend la valeur 0. **On dit que X suit une loi composée.**

- Pour tout entier naturel j , on pose $p_j = \mathbb{P}(N = j)$, $q_j = \mathbb{P}(U_1 = j)$ et $r_j = \mathbb{P}(X = j)$.

PARTIE I - DES EXEMPLES

Dans cette partie I, on suppose que les variables U_k suivent la loi de Bernoulli de paramètre p , où p est un réel de l'intervalle $]0;1[$.

1. Justifier que, pour n dans \mathbb{N}^* , X_n suit la loi binomiale de paramètres n et p .
2. Pour tout entier naturel j , établir : $r_j = \sum_{n=0}^{+\infty} \mathbb{P}(X_n = j) p_n$.
3. Dans cette question 3, on suppose que N suit la loi binomiale de paramètres m un entier naturel, et π un réel dans $]0;1[$. Soit j un entier naturel.
 - (a) Justifier que $r_j = 0$ si $j > m$.
 - (b) Établir : si $j \in \llbracket 0; m \rrbracket$, alors $r_j = \sum_{n=j}^m \binom{n}{j} p^j (1-p)^{n-j} \binom{m}{n} \pi^n (1-\pi)^{m-n}$.
 - (c) Vérifier : pour tous entiers j, n, m tels que $0 \leq j \leq n \leq m$, $\binom{n}{j} \binom{m}{n} = \binom{m}{j} \binom{m-j}{n-j}$.
 - (d) En déduire, pour tout $j \in \llbracket 0; m \rrbracket$: $r_j = \binom{m}{j} (p\pi)^j \sum_{k=0}^{m-j} \binom{m-j}{k} ((1-p)\pi)^k (1-\pi)^{m-j-k}$.
 - (e) Montrer finalement que X suit une loi binomiale et préciser ses paramètres en fonction de m, p et π .
 - (f) En Python, la commande `rd.binomial(n,p)` permet de simuler une réalisation d'une variable aléatoire suivant une loi binomiale de paramètres n et p .
Recopier et compléter les lignes manquantes du programme suivant afin que l'exécution de `simulX(m,pi,p)` renvoie une réalisation de la variable aléatoire X .

```

1 import numpy.random as rd
2
3 def simulX(m, pi , p):
4     N=rd.binomial(m, pi)
5     X=...
6     for k in .....
7         X=.....
8     return X

```

- (g) L'exécution du programme suivant affiche 0.997. Interpréter cette valeur.

```

1 L=[simulX(10,0.2,0.5) for k in range(1000)]
2 print(sum(L)/len(L))

```

4. On suppose dans cette question 4 que N suit la loi de Poisson de paramètre λ , réel strictement positif.

- (a) Montrer que pour tout entier naturel j , on a :

$$r_j = e^{-\lambda} \frac{(\lambda p)^j}{j!} \sum_{n=j}^{+\infty} \frac{1}{(n-j)!} (\lambda(1-p))^{n-j}$$

- (b) En déduire que X suit une loi de Poisson, et préciser son paramètre en fonction de p et λ .

PARTIE II – LA LOI BINOMIALE NÉGATIVE

On généralise la définition des coefficients binomiaux aux nombres réels en posant, pour tout y réel et tout entier $k \in \mathbb{N}^*$:

$$\binom{y}{k} = \frac{1}{k!} \prod_{i=0}^{k-1} (y-i) \quad \text{et} \quad \binom{y}{0} = 1$$

5. (a) Écrire une fonction Python d'en-tête `def cb(y, k)` qui renvoie la valeur de $\binom{y}{k}$, pour $y \in \mathbb{R}$ et $k \in \mathbb{N}$.

(b) Vérifier : $\forall y \in \mathbb{R}, \forall k \in \mathbb{N}, \binom{y}{k} > 0$.

6. *La formule du binôme négatif.*

Soient c un réel strictement positif et x un réel de $[0; 1[$.

(a) On définit la fonction f sur $[0; x]$ par : $\forall t \in [0; x], f(t) = \frac{1}{(1-t)^c}$.

Justifier que f est de classe \mathcal{C}^∞ sur $[0; x]$ et établir :

$$\forall k \in \mathbb{N}, \forall t \in [0; x], f^{(k)}(t) = k! \binom{c+k-1}{k} \frac{1}{(1-t)^{c+k}}$$

(b) Pour tout entier naturel n , on pose $I_n = \int_0^x \frac{(x-t)^n}{(1-t)^{c+n+1}} dt$.

• **Pour les étudiants de mathématiques approfondies.** En déduire, à l'aide d'une formule de Taylor :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{(1-x)^c} = \sum_{k=0}^n \binom{c+k-1}{k} x^k + c \binom{c+n}{n} I_n$$

• **Pour les étudiants de mathématiques appliquées.** On admet :

$$\forall n \in \mathbb{N}, \frac{1}{(1-x)^c} = \sum_{k=0}^n \binom{c+k-1}{k} x^k + c \binom{c+n}{n} I_n$$

(c) Vérifier que pour tout $t \in [0; x] : 0 \leq \frac{x-t}{1-t} \leq x$.

En déduire, pour tout $n \in \mathbb{N}$, l'encadrement : $0 \leq I_n \leq \frac{x^{n+1}}{(1-x)^{c+1}}$.

(d) i. Montrer, pour tout n dans \mathbb{N}^* : $\binom{c+n}{n} = \prod_{k=1}^n \left(1 + \frac{c}{k}\right)$.

ii. Montrer que pour tout réel $t \in]-1; +\infty[$, $\ln(1+t) \leq t$.

iii. Établir, pour tout entier naturel $k \geq 2$: $\frac{1}{k} \leq \ln(k) - \ln(k-1)$. En déduire : $\forall n \in \mathbb{N}^*, \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} \leq 1 + \ln(n)$.

iv. Montrer que pour tout n dans \mathbb{N}^* : $\ln\left(\binom{c+n}{n}\right) \leq c(1 + \ln(n))$. En déduire : $\lim_{n \rightarrow +\infty} \binom{c+n}{n} x^{n+1} = 0$.

(e) En conclure que la série $\sum_{k \geq 0} \binom{c+k-1}{k} x^k$ est convergente, et établir la formule du binôme négatif :

$$\sum_{k=0}^{+\infty} \binom{c+k-1}{k} x^k = \frac{1}{(1-x)^c}$$

7. Soient p un réel de $]0; 1[$ et r un réel strictement positif. Montrer que la suite de nombres $(p_k)_{k \in \mathbb{N}}$ définie par $p_k = \binom{r+k-1}{k} (1-p)^k p^r$ définit une loi de probabilité d'une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} . On l'appelle *loi binomiale négative* de paramètres r et p . On notera $Z \hookrightarrow \mathcal{BN}(r, p)$ lorsque la variable aléatoire Z suit la loi binomiale négative de paramètres r et p .

8. Si Y est une variable aléatoire suivant la loi binomiale négative de paramètres 1 et p , reconnaître la loi de $Y+1$.

9. *Espérance et variance.*

Soit Z une variable aléatoire suivant la loi binomiale négative de paramètres r réel strictement positif et $p \in]0; 1[$.

(a) Montrer : pour tout entier $k \geq 1$, $k \binom{r+k-1}{k} = r \binom{r+k-1}{k-1}$.

(b) Montrer que Z admet une espérance et que l'on a : $\mathbb{E}(Z) = \frac{r(1-p)}{p}$.

(c) Montrer que Z admet une variance et que l'on a : $\mathbb{V}(Z) = \frac{r(1-p)}{p^2}$.

On pourra commencer par calculer l'espérance de $Z(Z-1)$.

PARTIE III – LES LOIS DE PANJER

On reprend les notations du début du problème : la variable aléatoire N à valeurs dans \mathbb{N} a sa loi donnée par $p_k = \mathbb{P}(N = k)$ pour $k \in \mathbb{N}$. On suppose dans toute la suite du sujet que la loi de N vérifie la relation de Panjer : il existe deux réels a et b , avec $a < 1$ et $a + b > 0$, tels que :

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, p_k = \left(a + \frac{b}{k}\right) p_{k-1}$$

On dira alors que N suit la loi $\mathcal{P}(a, b)$.

10. Détermination des lois de Panjer.

- (a) Montrer que pour tout entier k strictement positif, on a : $p_k = p_0 \prod_{i=1}^k \left(a + \frac{b}{i}\right)$.
- (b) Dans cette question, on suppose que $a = 0$. Montrer que N suit une loi de Poisson de paramètre b .
- (c) Dans cette question, on suppose que $a < 0$.
- Montrer qu'il existe un unique entier naturel r , tel que : $\forall k > r, p_k = 0$ et $\forall k \leq r, p_k \neq 0$. On pourra raisonner par l'absurde, et supposer les p_k tous strictement positifs.
 - Montrer : $b = -a(r + 1)$.
 - Établir que pour tout $k \in \llbracket 0; r \rrbracket, p_k = (-a)^k \binom{r}{k} p_0$. En déduire que $p_0 = \frac{1}{(1-a)^r}$.
 - En conclure que N suit une loi binomiale et préciser les paramètres en fonction de a et b .
- (d) Dans cette question, on suppose que $a > 0$.
- Montrer que pour tout entier naturel k , on a : $p_k = \binom{\frac{b}{a} + k}{k} a^k p_0$.
 - En déduire que N suit une loi binomiale négative et préciser ses paramètres en fonction de a et b .

11. Montrer que, dans tous les cas, N admet une espérance et une variance, données par : $\mathbb{E}(N) = \frac{a+b}{1-a}$ et $\mathbb{V}(N) = \frac{a+b}{(1-a)^2}$.

PARTIE IV – L'ALGORITHME DE PANJER

On reprend les notations de l'introduction du sujet et de la partie III.

Si A est un événement de probabilité non nulle et Y une variable aléatoire, on note $E_A(Y)$ l'espérance de la loi conditionnelle de Y sachant A ; autrement dit, on a : $\mathbb{E}_A(Y) = \sum_{k \in Y(\Omega)} k \mathbb{P}_A(Y = k)$.

12. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, exprimer $\mathbb{P}(X_n = 0)$ en fonction de q_0 puis établir que $r_0 = \sum_{n=0}^{+\infty} q_0^n p_n$.

13. Soit $j \in \mathbb{N}^*$.

- (a) Soit $n \in \mathbb{N}^*$, que vaut $\mathbb{E}_{[X_n=j]}(X_n)$? En déduire : $\mathbb{E}_{[X_n=j]}(U_1) = \frac{j}{n}$.
- (b) Établir : $r_j = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X_n = j) \left(a + \frac{b}{n}\right) p_{n-1} = \sum_{n=1}^{+\infty} \mathbb{E}_{[X_n=j]} \left(a + \frac{b}{j} U_1\right) \mathbb{P}(X_n = j) p_{n-1}$.
- (c) Montrer que pour tout $n \in \mathbb{N}^* : \mathbb{E}_{[X_n=j]} \left(a + \frac{b}{j} U_1\right) \mathbb{P}(X_n = j) = \sum_{i=0}^j \left(a + \frac{bi}{j}\right) \mathbb{P}(U_1 = i) \mathbb{P}(X_{n-1} = j - i)$.
- (d) En conclure : $r_j = \sum_{i=0}^j \left(a + \frac{bi}{j}\right) q_i r_{j-i}$, puis : $r_j = \frac{1}{1-aq_0} \left(\sum_{i=1}^j \left(a + \frac{bi}{j}\right) q_i r_{j-i}\right)$.

Cette formule permet de calculer récursivement les nombres r_j et ainsi de déterminer la loi de X .

14. Des exemples d'application.

- (a) Dans cette question, les variables U_k suivent la loi de Bernoulli de paramètre p .
- Montrer que pour tout $j \in \mathbb{N}^*, r_j = \frac{p}{1-a+ap} \left(a + \frac{b}{j}\right) r_{j-1}$. En déduire que X suit une loi de Panjer.
 - Retrouver les résultats des questions 3.(e) et 4.(b) de la partie I.
- (b) Dans cette question, on suppose que $a = 0$, rappelons que cela entraîne que N suit la loi de Poisson de paramètre b . Soit p un réel de l'intervalle $]0; 1[$.
- Montrer qu'il existe un unique réel α tel que la famille de nombres $(q_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$ définie par $q_i = \alpha \frac{p^i}{i}$ définisse une loi de probabilité d'une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N}^* (loi logarithmique discrète). On pose $q_0 = 0$. On suppose que les variables U_k suivent cette loi de probabilité.
 - Montrer que pour tout entier $j \geq 1$, on a : $r_j = \frac{b\alpha}{j} \sum_{i=1}^j p^i r_{j-i}$.
 - En utilisant un changement d'indice, établir que pour tout $j \geq 2 : r_j = \left(p + \frac{p(b\alpha-1)}{j}\right) r_{j-1}$, puis montrer que cette égalité est encore vérifiée pour $j = 1$.
 - Conclure que X suit une loi binomiale négative et préciser ses paramètres en fonction de b, α et p .