

# Probabilité 1, L1 MMIA, Corrigé rapide du partiel du 2 mai 2007

## Exercice 1

- $A_1 = [0, 1[$ ,  $A_2 = [0, 3/2[$ ,  $A_1 \cup [1/2, 5] = [0, 5]$ ,  $A_1 \triangle [1/2, 5/4] = [0, 1/2] \cup [1, 5/4[$ ,  $\cup_{n \in \mathbb{N}^*} A_n = [0, 2[$ ,  $\cap_{n \in \mathbb{N}^*} A_n = [0, 1[$ .
- $B_1 = B_3 = B_5 = [1/2, 2[$ ,  $B_2 = A_2 = [0, 3/2[$ ,  $B_4 = A_4 = [0, 7/4[$ ,  $B_6 = A_6 = [0, 11/6[$ .
- La suite  $(B_{2n})_{n \in \mathbb{N}^*} = (A_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est croissante pour l'inclusion. La suite  $(B_{2n+1})_{n \in \mathbb{N}}$  est constante et  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $B_{2n+1} = [1/2, 2[$ .
- $\cup_{n \geq N} B_n = [0, 2[$ . Si  $N$  est pair,

$$\bigcap_{n \geq N} B_n = \left( \bigcap_{2p \geq N} B_{2p} \right) \cap \left( \bigcap_{2p+1 \geq N} B_{2p+1} \right) = A_N \cap \left[ \frac{1}{2}, 2 \right[ = \left[ \frac{1}{2}, 2 - \frac{1}{N} \right[$$

et de même, si  $N$  est impair,  $\cap_{n \geq N} B_n = [1/2, 2 - 1/(N+1)[$ .

- $\cap_{N \geq 0} \cup_{n \geq N} B_n = \cap_{N \geq 0} [0, 2[ = [0, 2[$  et

$$\bigcup_{N \geq 0} \bigcap_{n \geq N} B_n = \left( \bigcup_{N \text{ pair}} \left[ \frac{1}{2}, 2 - \frac{1}{N} \right[ \right) \cup \left( \bigcup_{N \text{ impair}} \left[ \frac{1}{2}, 2 - \frac{1}{N+1} \right[ \right) = \left[ \frac{1}{2}, 2 \right[.$$

## Exercice 2

- Nous avons bien sûr  $\sum_{i=1}^{+\infty} q^i = 1/(1-q)$ .

$$\sum_{i=1}^{+\infty} i q^{i-1} = \frac{d}{dq} \left( \sum_{i=0}^{+\infty} q^i \right) = \frac{1}{(1-q)^2}, \quad \sum_{i=2}^{+\infty} i(i-1) q^{i-2} = \frac{d^2}{dq^2} \left( \sum_{i=0}^{+\infty} q^i \right) = \frac{2}{(1-q)^3}$$

- La constante  $\alpha$  est telle que  $\sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^{+\infty} \mathbb{P}((X, Y) = (i, j)) = 1$  :

$$1 = \sum_{j=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^j \frac{\alpha}{2^{i+j}} = \alpha \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{1}{2^j} \sum_{i=1}^j \frac{1}{2^i} = \alpha \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{1}{2^j} \times \frac{1}{2} \frac{1 - (1/2)^j}{1 - 1/2} = \alpha \left( \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{1}{2^j} - \frac{1}{4^j} \right) = \frac{2}{3} \alpha.$$

On en déduit  $\alpha = 3/2$ .

- En utilisant la valeur de  $\alpha$  que l'on vient de trouver :

$$\mathbb{P}(X = i) = \sum_{j=i}^{+\infty} \mathbb{P}(X = i, Y = j) = \sum_{j=i}^{+\infty} \frac{\alpha}{2^{i+j}} = \frac{\alpha}{2^i} \times \frac{1}{2^i} \frac{1}{1 - 1/2} = \frac{\alpha}{2^{2i-1}} = \left( \frac{1}{4} \right)^{i-1} \frac{3}{4}.$$

La variable aléatoire  $X$  suit une loi géométrique de paramètre  $p = 1/4$ .

**4 et 5.** L'espérance et la variance d'une loi géométrique de paramètre  $1/4$  sont  $\mathbb{E}(X) = 1/p = 4$  et  $\text{Var}(X) = (1-p)/p^2 = 12$ .

- On a  $\mathbb{P}(Y = j) = \sum_{i=1}^j \frac{\alpha}{2^{i+j}} = \alpha \left( \frac{1}{2^j} - \frac{1}{4^j} \right)$ .

- En utilisant la question 1 :

$$\mathbb{E}(Y) = \sum_{j=1}^{+\infty} j \mathbb{P}(Y = j) = \alpha \left( \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{j}{2^j} - \frac{j}{4^j} \right) = \frac{3}{2} \left( 2 - \frac{4}{9} \right) = \frac{7}{3}.$$

**8.** Les variables  $X$  et  $Y$  ne sont pas indépendantes puisque les valeurs que peut prendre  $Y$  dépendent des valeurs de  $X$  et réciproquement.

**9.** De même qu'à la question 1, on peut montrer que  $\sum_{j=i}^{+\infty} q^j = q^i/(1-q)$  et  $\sum_{j=i}^{+\infty} j q^{j-1} = (i q^{i-1} - (i-1) q^i)/(1-q)^2$ . Alors :

$$\mathbb{E}(XY) = \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=i}^{+\infty} \frac{\alpha i j}{2^{i+j}} = \frac{3}{2} \sum_{i=1}^{+\infty} \frac{i}{2^i} \sum_{j=i}^{+\infty} \frac{j}{2^j} = \frac{3}{2} \sum_{i=1}^{+\infty} \frac{i}{2^i} \times \frac{i+1}{2^{i-1}} = \frac{3}{4} \sum_{i=1}^{+\infty} \frac{i(i+1)}{4^{i-1}} = \frac{3}{4} \sum_{i=2}^{+\infty} \frac{(i-1)i}{4^{i-2}} = \frac{32}{9}$$

en utilisant la question 1. Enfin  $\text{Cov}(XY) = \mathbb{E}(XY) - \mathbb{E}(X)\mathbb{E}(Y) = \frac{32}{9} - 4 \times \frac{7}{3} = -\frac{52}{9}$ .

### Exercice 3

Soit  $X$  une variable de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$  et  $Y$  une variable aléatoire de Bernoulli de paramètre  $p > 0$ . Les variables aléatoires  $X$  et  $Y$  sont indépendantes.

1. Pour une variable de Poisson :  $\mathbb{E}(X) = \lambda$ ,  $\text{Var}(X) = \lambda$ . Pour une variable de Bernoulli :  $\mathbb{E}(Y) = p$  et  $\text{Var}(Y) = p(1-p)$ .
2. C'est un calcul fait en TD :

$$\mathbb{E}\left(\frac{1}{1+X}\right) = \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{1}{k+1} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{\lambda^{k+1}}{(k+1)!} e^{-\lambda} = \frac{1}{\lambda} \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \frac{1-e^{-\lambda}}{\lambda}.$$

3. Comme  $X$  et  $Y$  sont indépendantes,  $1/(1+X)$  et  $Y$  sont indépendantes et :

$$\mathbb{E}\left(\frac{Y}{1+X}\right) = \mathbb{E}(Y) \times \mathbb{E}\left(\frac{1}{1+X}\right) = \frac{p(1-e^{-\lambda})}{\lambda}.$$

4. Toujours par indépendance de  $X$  et  $Y$  :  $\text{Var}(Y+X) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) = \lambda + p(1-p)$ .

### Exercice 4 (Barème prévu : 8 points)

1. Les questions **A** ont été traitées en TD :

$$nC_m^n = \frac{n \times m!}{n!(m-n)!} = \frac{m \times (m-1)!}{(n-1)!(m-n)!} = mC_{m-1}^{n-1}.$$

2. Soit  $n \in \mathbb{N}^*$  fixé.

**Initialisation** Pour  $N = n$ ,  $C_n^n = 1 = C_{n+1}^{n+1}$ .

**Récurrence** Supposons que pour  $N \geq n$  fixé,  $\sum_{m=n}^N C_m^n = C_{N+1}^{n+1}$ . Montrons cette propriété pour  $N+1$  :

$$\begin{aligned} \sum_{m=n}^{N+1} C_m^n &= \sum_{m=n}^N C_m^n + C_{N+1}^n = C_{N+1}^{n+1} + C_{N+1}^n = \frac{(N+1)!}{(n+1)!(N-n)!} + \frac{(N+1)!}{n!(N+1-n)!} \\ &= \frac{(N+1)!}{n!(N-n)!} \left( \frac{1}{n+1} + \frac{1}{N+1-n} \right) = \frac{(N+2)!}{(n+1)!(N+1-n)!} = C_{N+2}^{n+1}. \end{aligned}$$

3.  $\Omega$  est l'ensemble des suites que l'on peut réaliser avec  $n$  boules blanches et  $n$  boules noires. Comme les boules sont indistinguables, ces suites sont déterminées par le choix des positions des boules noires (par exemple). Le cardinal de  $\Omega$  est donc  $C_{2n}^n$ .

4. Les valeurs possibles sont les entiers entre  $n$  (toutes les boules noires sont tirées en premier) et  $2n$  (la dernière boule à être tirée est noire).

5. Soit  $m \in \llbracket n, 2n \rrbracket$ . Si  $X = m$ , la dernière boule noire tirée est tirée au tirage  $m$  et les tirages des  $n-1$  autres boules noires sont compris entre 1 et  $m-1$  :

$$\mathbb{P}(X = m) = \frac{C_{m-1}^{n-1}}{C_{2n}^n}.$$

6. L'espérance de  $X$  est donc :

$$\mathbb{E}(X) = \sum_{m=n}^{2n} \frac{mC_{m-1}^{n-1}}{C_{2n}^n} = \sum_{m=n}^{2n} \frac{nC_m^n}{C_{2n}^n} = \frac{nC_{2n+1}^{n+1}}{C_{2n}^n} = \frac{n(2n+1)}{n+1},$$

en utilisant les résultats des questions **1** et **2**.