

## Correction de la feuille d'exercices n° 3 : LOIS DISCRÈTES

### Exercice 3.1 : *Examen 2007-2008/(4Pts)*

1) a) On a un lot de  $n = 200$  produits choisis au hasard (donc implicitement on a effectué des choix indépendants). Chaque produit choisi a deux possibilités : il est soit défectueux (ici ceci représente un succès), soit non défectueux (échec). Le texte suggère que la probabilité de trouver un article choisi défectueux est commune à tous les articles et vaut  $p = 0.02$ .

Le nombre d'articles défectueux représente le nombre de succès sur les 200 articles produits, ainsi  $X$  suit la loi binomiale de paramètres  $n = 200$  et  $p = 0.02$  qu'on note par  $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n = 200, p = 0.02)$ , d'où

$$X(\Omega) = \llbracket 0, 200 \rrbracket, \text{ et } P(X = k) = C_{200}^k \cdot 0.02^k \cdot 0.98^{200-k}, \forall k \in \llbracket 0, 200 \rrbracket.$$

b) Pour calculer  $P(X = 4)$  (à  $10^{-4}$  près), il suffit d'utiliser la dernière formule avec  $k = 4$ , ainsi on a :

$$P(X = 4) = C_{200}^4 \cdot 0.02^4 \cdot 0.98^{196} = 0.1973 = v_{\text{exacte}}$$

2) a) La loi binomiale  $\mathcal{B}(n = 200, p = 0.02)$  (car  $n = 200 > 20$ ,  $p = 0.02 \leq 0.1$  et  $n \times p = 4 \leq 5$ ) peut être approchée par la loi de poisson  $\mathcal{P}(\lambda = n \times p = 4)$ . Ainsi

$$P(X = k) \cong e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k \in \llbracket 0, 200 \rrbracket.$$

b) Une valeur approximative de  $P(X = 4)$  (à  $10^{-4}$  près) utilisant la loi de poisson de paramètre 4 est donc obtenue par la dernière formule et vaut

$$P(X = 4) \cong e^{-4} \frac{4^4}{4!} = 0.1954 = v_{\text{approximative}}.$$

c) Pour comparer deux résultats il est recommandé de calculer l'erreur relative qu'on calcule par la formule suivante :

$$\text{Erreur relative} = \frac{|\text{valeur approchée} - \text{valeur exacte}|}{|\text{valeur exacte}|} = \frac{|0.1954 - 0.1973|}{|0.1973|} = 0.0101.$$

En multipliant par 100 le dernier résultat on trouve un pourcentage d'erreur relative 1.01% qui est "acceptable". Cette erreur relative est faible car  $n$  est très grand et  $p$  très petit et  $np$  relativement petit :  $n = 200 > 20$ ,  $p = 0.02 \leq 0.1$  et  $n \times p = 4 \leq 5$ . Pour d'autres applications, en ayant par exemple  $np = 10$ , on aurait une erreur relative très grande donc l'approximation serait mauvaise !

### Exercice 3.2 : *Variable aléatoire de Poisson*

Puisque  $\sum_{i=0}^{\infty} P\{X = i\} = 1 = c \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = c \cdot e^{\lambda}$ , nécessairement  $c = e^{-\lambda}$ .

1)  $P\{X = 0\} = c \frac{\lambda^0}{0!} = e^{-\lambda}$ .

$$2) P\{X > 2\} = 1 - (P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2)) = 1 - e^{-\lambda} \left(1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2}\right) = e^{-\lambda} \sum_{i=3}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!}.$$

$$3) E(X) = \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \left(e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}\right) = e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{(i-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = \lambda \text{ puis}$$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \sum_{i=0}^{\infty} i^2 \cdot \left(e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}\right) \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} i \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} ((i-1) + 1) \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \lambda e^{-\lambda} \left(\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!}\right) + \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=2}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-2)!} \\ &= \lambda + \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \\ &= \lambda + \lambda^2, \end{aligned}$$

$$\text{donc } \text{Var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \lambda.$$

### Exercice 3.3 : Somme de deux v.a.d indépendantes

Posons  $Z = X_1 + X_2$ .

1)  $X_i(\Omega) = \llbracket 0, n_i \rrbracket$  pour  $i = 1, 2$  donc  $Z(\Omega) \subset \llbracket 0, n_1 + n_2 \rrbracket$ .

$$\begin{aligned} P\{Z = k\} &= \sum_{l=0}^k P\{X_1 = l \text{ et } X_2 = (k-l)\} \\ &= \sum_{l=0}^k P\{X_1 = l\} P\{X_2 = (k-l)\} \\ &= \sum_{l=0}^{n_1} C_{n_1}^l p^l q^{n_1-l} \times C_{n_2}^{k-l} p^{k-l} q^{n_2-k+l} \\ &= p^k q^{n_1+n_2-k} \sum_{l=0}^{n_1} C_{n_1}^l \times C_{n_2}^{k-l} \text{ ( et via la formule de Vandermonde, on aura )} \\ &= C_{n_1+n_2}^k p^k q^{n_1+n_2-k} \neq 0 \end{aligned}$$

D'où  $Z(\Omega) = \llbracket 0, n_1 + n_2 \rrbracket$  et  $Z$  est encore binomiale, de paramètres  $(n_1 + n_2, p)$

2)  $X_i(\Omega) = \mathbb{N}$  pour  $i = 1, 2$  donc  $Z(\Omega) \subset \mathbb{N}$ .

Pour  $k$  entier  $\geq 0$ , en utilisant l'indépendance et la définition, on a :

$$\begin{aligned}
 P(X_1 + X_2 = k) &= P([X_1 = 0] \cap [X_2 = k]) \cup ([X_1 = 1] \cap [X_2 = k - 1]) \cup \dots \cup ([X_1 = k] \cap [X_2 = 0]) \\
 &= \sum_{i=0}^k P([X_1 = i] \cap [X_2 = k - i]) = \sum_{i=0}^k P[X_1 = i] \times P[X_2 = k - i] \\
 &= \sum_{i=0}^k e^{-\lambda_1} e^{-\lambda_2} \times \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k-i}}{i! \times (k-i)!} \\
 &= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \times \sum_{i=0}^k \frac{\lambda_1^i \lambda_2^{k-i}}{i! \times (k-i)!} \\
 &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \times \sum_{i=0}^k \frac{k!}{i! \times (k-i)!} \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \\
 &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \times \sum_{i=0}^k C_k^i \lambda_1^i \lambda_2^{k-i} \\
 &= \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{k!} \times (\lambda_1 + \lambda_2)^k \neq 0
 \end{aligned}$$

D'où  $Z(\Omega) = \mathbb{N}$  et  $Z$  est encore poissonnienne, de paramètre  $(\lambda_1 + \lambda_2)$ .

#### Exercice 3.4 : Transmission

1) Soit  $X$  la variable aléatoire "nombre d'erreurs commises lors de la transmission de 5 bits". Alors  $X$  suit une loi binomiale  $B(5, 0.1)$ . Recevoir une majorité de 1 alors que 00000 a été émis correspond à l'évènement  $[X \geq 3]$ . Sa probabilité est

$$\begin{aligned}
 P(X = 3) + P(X = 4) + P(X = 5) &= C_5^3 (0.1)^3 (0.9)^2 + C_5^4 (0.1)^4 (0.9)^1 + C_5^5 (0.1)^5 (0.9)^0 \\
 &= 0.0081 + 0.00045 + 0.00001 = 0.00856.
 \end{aligned}$$

2) Recevoir une majorité de 1 alors que 11111 a été émis correspond à l'évènement  $[X \leq 2]$ , i.e. au complémentaire du précédent. Sa probabilité est donc  $1 - 0.00856 = 0.99144$ . Par conséquent, au prix de multiplier par 5 le temps de transmission, on améliore considérablement la fiabilité.

#### Exercice 3.5 : Loi exacte et approximation

Soit  $X$  le nombre de boules noires tirées,  $X$  suit la loi hypergéométrique de paramètres  $N = 1000$ ,  $R = 400$  et  $n = 5$ . On a  $X(\Omega) = \llbracket 0, 5 \rrbracket$  et

$$P(X = 3) = \frac{C_{400}^3 C_{600}^2}{C_{1000}^5} \simeq 0,23059.$$

Une valeur approchée de ce résultat peut se calculer en utilisant l'approximation par une loi binomiale de paramètre  $n = 5$  et  $p = 400/1000$ , dans ce cas on obtient

$$P(X = 3) \simeq C_5^3 (0,4)^3 (0,6)^2 = 0,2304.$$

Pour comparer deux résultats il est recommandé de calculer l'erreur relative qu'on calcule par la formule suivante :

$$\text{Erreur relative} = \frac{|\text{valeur approchée} - \text{valeur exacte}|}{|\text{valeur exacte}|} = \frac{|0.2304 - 0.230591|}{|0.230591|} = 0.000828.$$

En multipliant par 100 le dernier résultat on trouve un pourcentage d'erreur relative 0.08% qui est "acceptable" car il est très faible. Il s'agit donc d'une très bonne approximation.

**Exercice 3.6 : Quelle est la loi ?**

1) La probabilité pour que le  $k$ -ième essai soit le bon est  $q^{k-1}p$  soit ici  $(\frac{3}{4})^{k-1}\frac{1}{4}$  puisque  $p = \frac{1}{4}$  et  $q = \frac{3}{4}$ .

Il s'agit donc de la loi géométrique de paramètre  $p = \frac{1}{4}$  ( $X \sim \mathcal{G}(p)$ ) pour laquelle l'espérance est  $E(X) = \frac{1}{p} = 4$  et la variance  $V(X) = \frac{q}{p^2} = 12$  (Voir l'exercice 3.8 en fin de série n° 3 pour la preuve de ces deux formules liées aux paramètres (espérance et variance) d'une loi géométrique).

2) Dans ce cas la variable aléatoire  $Y$  peut prendre les valeurs 1, 2, 3 ou 4, et on a  $P(Y = 1) = 1/4$ ,  $P(Y = 2) = 3/4 \times 1/3 = 1/4$ ,  $P(Y = 3) = 3/4 \times 1/3 \times 1/2 = 1/4$ ,  $P(Y = 4) = 3/4 \times 1/3 \times 1/2 \times 1 = 1/4$ .

On aurait pu trouver le résultat en remarquant que la probabilité que le  $k$ -ième essai soit le bon revient à choisir une position parmi 4. Il s'agit donc de la loi uniforme sur  $\{1, 2, 3, 4\}$  et dans ce cas, d'espérance est  $E(Y) = (1 + 2 + 3 + 4)/4 = (4 \times 5)/(2 \times 4) = 5/2$ . et de variance est  $V(Y) = \frac{1^2 + 2^2 + 3^2 + 4^2}{4} - (5/2)^2 = 5/4$ .

**Exercice 3.7 : Loi conditionnelle**

Notons  $X$  le nombre d'appels au standard,  $Y$  le nombre d'appels vers le service de scolarité.

1) On cherche  $P(Y = k | X = n)$ .

On a donc  $Y | X = n \sim B(n, p)$ .

Ainsi :

$$P(Y = k | X = n) = C_n^k \times p^k \times (1 - p)^{n-k}$$

2) On cherche  $P(Y = k \cap X = n)$ .

Ceci revient à  $P(Y = k | X = n) \times P(X = n)$

Donc :

$$C_n^k \times p^k \times (1 - p)^{n-k} \times e^{-\lambda} \times \frac{\lambda^n}{n!}$$

3) On cherche  $P(Y = k)$ .

$$\begin{aligned} P(Y = k) &= \sum_{n=0}^{+\infty} P(Y = k \cap X = n) = \sum_{n=0}^{+\infty} C_n^k \times p^k \times (1 - p)^{n-k} \times e^{-\lambda} \times \frac{\lambda^n}{n!} \\ &= \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{n!}{k! \times (n - k)!} \times p^k \times (1 - p)^{n-k} \times e^{-\lambda} \times \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} \times \frac{p^k}{k!} \times \lambda^k \times \sum_{n=k}^{+\infty} \frac{\lambda^{n-k} \times (1 - p)^{n-k}}{(n - k)!} \\ P(Y = k) &= e^{-\lambda} \times \frac{(p \times \lambda)^k}{k!} \times \underbrace{\sum_{j=0}^{+\infty} \frac{(\lambda \times (1 - p))^j}{j!}}_{\exp(\lambda(1-p))} = e^{-\lambda} \times \frac{(p \times \lambda)^k}{k!} \times e^{\lambda(1-p)} = e^{-\lambda p} \times \frac{(p \times \lambda)^k}{k!} \end{aligned}$$

Donc  $Y \sim P(\lambda p)$

**Exercice 3.8 : Paramètres d'une loi géométrique**

Montrons que si  $X \sim G(p)$ , alors on a

1)  $E(X) = \frac{1}{p}$ .

2)  $V(X) = \frac{1-p}{p^2} = \frac{q}{p^2}$ .

**Indications :**

$$\forall p \in ]0, 1[ \quad \sum_{k=0}^{+\infty} p^k = \frac{1}{1-p}, \quad \sum_{k=1}^{+\infty} k \times p^{k-1} = \frac{1}{(1-p)^2}, \quad \sum_{k=2}^{+\infty} k \times (k-1) \times p^{k-2} = \frac{2}{(1-p)^3}.$$

1) Pour l'espérance :

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=1}^{+\infty} k \times P(X = k) \\ &= \sum_{k=1}^{+\infty} k \times p \times (1-p)^{k-1} \\ &= p \times \sum_{k=1}^{+\infty} k \times (1-p)^{k-1} \\ &= p \times \frac{1}{(1 - (1-p))^2} = p \times \frac{1}{p^2} \\ &= \frac{1}{p} \end{aligned}$$

2) Pour la variance :

$$\begin{aligned} V(X) &= E(X(X-1)) + E(X) - (E(X))^2 \\ E(X(X-1)) &= \sum_{k=1}^{+\infty} k \times (k-1) \times P(X = k) = \sum_{k=1}^{+\infty} k \times (k-1) \times p \times (1-p)^{k-1} \\ &= p \times (1-p) \times \sum_{k=2}^{+\infty} k \times (k-1) \times (1-p)^{k-2} = p \times (1-p) \times \frac{2}{(1 - (1-p))^3} \\ &= \frac{2 \times (1-p)}{p^2} \\ V(X) &= \frac{2 \times (1-p)}{p^2} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} = \frac{2 \times (1-p) + p - 1}{p^2} = \frac{1-p}{p^2} = \frac{q}{p^2} \end{aligned}$$