

Corrigés du contrôle de Probabilités 2

Durée: 1h

Exercice 1 : (10 points)

- On cherche $P(X = k)$. L'ensemble fondamental Ω est constitué de tous les sous-ensembles de n boules que l'on peut tirer de l'urne $\Omega = \mathfrak{P}(E)$. C'est l'ensemble de parties à n éléments de l'ensemble E des boules. On a $\text{Card}\Omega = C_{a+b}^n$. Le nombre de façons de tirer k boules parmi les a blanches est C_a^k et pour chacune de ces façons il y a C_b^{n-k} manières de tirer $n-k$ boules parmi les rouges. Le nombre de cas favorables étant $C_a^k C_b^{n-k}$, on obtient, donc, $P(X = k) = \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n}$. Comme $\sum_k C_a^k C_b^{n-k} = C_{a+b}^n$, on a bien $\sum_k P(X = k) = 1$.

- Soit X une v.a. qui suit une loi hypergéométrique $\mathcal{H}(n, a, b)$ de paramètres n, a et b , alors

$$P(X = k) = \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} \text{ avec } \sup(0, n-b) \leq k \leq \inf(a, n)$$

Montrons que $E(X) = \frac{na}{a+b}$.

$$\begin{aligned} \text{On a : } E(X) &= \sum_{k=0}^n k \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} = \frac{1}{C_{a+b}^n} \sum_{k=0}^n k C_a^k C_b^{n-k} \\ &= \frac{1}{C_{a+b}^n} a \sum_{k=1}^n k C_{a-1}^{k-1} C_b^{n-k} \\ &= \frac{a}{C_{a+b}^{n-1}} C_{a+b-1}^{n-1} = \frac{an}{a+b} \end{aligned}$$

On peut retrouver ce même résultat en considérant X comme une somme de n variables de Bernoulli $X_i, i = 1, 2, \dots, n$, non indépendantes. Ces variables X_i ont même espérance mathématique $\frac{a}{a+b}$.

En effet, $E(X_1) = 0 \times P(X_1 = 0) + 1 \times P(X_1 = 1) = P(X_1 = 1) = \frac{a}{a+b}$

$E(X_2) = 0 \times P(X_2 = 0) + 1 \times P(X_2 = 1)$.

Comme X_2 et X_1 ne sont pas indépendantes,

$P(X_2 = 1) = P(X_2 = 1/X_1 = 1)P(X_1 = 1) + P(X_2 = 1/X_1 = 0)P(X_1 = 0)$

$$= \frac{a-1}{a+b-1} \frac{a}{a+b} + \frac{a}{a+b-1} \frac{b}{a+b}$$

$$= \frac{a}{a+b} \left(\frac{a-1+b}{a+b-1} \right) = \frac{a}{a+b};$$

d'où $E(X_2) = \frac{a}{a+b}$.

De même, on trouve $E(X_3) = \dots = E(X_n) = \frac{a}{a+b}$

et $E(X) = E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_n) = n \frac{a}{a+b}$

$$\text{Var}(X) = \frac{nab(a+b-n)}{(a+b)^2(a+b-1)}$$

En effet, $\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$ et $E(X^2) = \sum_{k=0}^n k^2 \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n}$

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \frac{1}{C_{a+b}^n} \left[\sum_{k=2}^n k(k-1) C_a^k C_b^{n-k} + \sum_{k=1}^n k C_a^k C_b^{n-k} \right] \\ &= \frac{1}{C_{a+b}^n} \left[a(a-1) \sum_{k=2}^n C_{a-1}^{k-2} C_b^{n-k} + \frac{an}{a+b} \right] \\ &= \frac{1}{C_{a+b}^n} \left[a(a-1) \sum_{k=2}^{n-2} C_{a-1}^k C_b^{n-k} + \frac{an}{a+b} \right] \\ &= \frac{1}{C_{a+b}^n} \left[a(a-1) C_{a+b-2}^{n-2} + \frac{an}{a+b} \right] \\ &= \frac{a(a-1)b(n-1)}{(a+b)(a+b-1)} + \frac{an}{a+b}. \end{aligned}$$

Comme $E(X)^2 = \left(\frac{an}{a+b} \right)^2$, on en déduit $\text{Var}(X) = \frac{nab(a+b-n)}{(a+b)^2(a+b-1)}$.

De la même manière que pour $E(X)$, on peut retrouver ce même résultat en considérant X comme une somme de n variables de Bernoulli $X_i, i = 1, 2, \dots, n$, non indépendantes.

$$\begin{aligned} \text{En effet, } \text{Var}(X) &= \text{Var} \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{i>j} \text{Cov}(X_i, X_j) \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

$$\text{On a : } \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = n \frac{a}{a+b} \frac{b}{a+b} = n \frac{ab}{(a+b)^2}$$

$$\text{et } \text{Cov}(X_i, X_j) = E(X_i X_j) - \left(\frac{a}{a+b} \right)^2 = P(X_i X_j = 1) - \left(\frac{a}{a+b} \right)^2$$

$$\text{avec } P(X_i X_j = 1) = P(X_j = 1/X_i = 1)P(X_i = 1) = P(X_j = 1/X_i = 1) \frac{a}{a+b}.$$

$$\text{Comme } P(X_j = 1/X_i = 1) \text{ ne dépend pas de } i \text{ et } j, P(X_j = 1/X_i = 1) = \frac{a-1}{a+b-1};$$

$$\text{d'où : } \text{Cov}(X_i, X_j) = \frac{a}{a+b} \frac{a-1}{a+b-1} - \left(\frac{a}{a+b} \right)^2$$

$$\text{et } \text{Var}(X) = n \frac{ab}{(a+b)^2} + \left(\frac{a}{a+b} \frac{a-1}{a+b-1} - \left(\frac{a}{a+b} \right)^2 \right) = \frac{nab(a+b-n)}{(a+b)^2(a+b-1)}.$$

3. Si $N = a+b \rightarrow \infty$, $\mathcal{H}(n, a, b) \rightarrow \mathcal{B}(n, \frac{a}{N})$.

On suppose que les proportions $\frac{a}{N}$ et $\frac{b}{N}$ restent fixes. On a

$$P(X = k) = \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} = \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_N^n} = \frac{\frac{a!}{k!(a-k)!} \frac{b!}{(n-k)!(b-n+k)!}}{\frac{N!}{n!(N-n)!}}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\frac{a(a-1)(a-2)\cdots(a-k+1)b(b-1)(b-2)\cdots(b-n+k+1)}{k!(n-k)!}}{\frac{N(N-1)(N-2)\cdots(N-n+1)}{n!}} \\
&= \frac{n!a(a-1)(a-2)\cdots(a-k+1)b(b-1)(b-2)\cdots(b-n+k+1)}{k!(n-k)!N(N-1)(N-2)\cdots(N-n+1)}
\end{aligned}$$

Comme $N \rightarrow \infty$, n et k sont fixés, a et $b \rightarrow \infty$ car $\frac{a}{N}$ et $\frac{b}{N}$ restent fixés). On obtient :

$$a(a-1)\cdots(a-k+1) = a^k \left(1 - \frac{1}{a}\right) \cdots \left(1 - \frac{k-1}{a}\right) \sim a^k$$

$$b(b-1)\cdots(b-n+k+1) = b^{n-k} \left(1 - \frac{1}{b}\right) \cdots \left(1 - \frac{n-k-1}{b}\right) \sim b^{n-k}$$

$$N(N-1)\cdots(N-n+1) = N^n \left(1 - \frac{1}{N}\right) \cdots \left(1 - \frac{n-1}{N}\right) \sim N^n$$

Si N est grand

$$\frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_N^n} \sim \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{a^k b^{n-k}}{N^n}$$

et

$$\begin{aligned}
\frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{a^k b^{n-k}}{N^k N^{n-k}} &= C_n^k \left(\frac{a}{N}\right)^k \left(\frac{b}{N}\right)^{n-k} \\
&= C_n^k \left(\frac{a}{N}\right)^k \left(1 - \frac{a}{N}\right)^{n-k}
\end{aligned}$$

En pratique, cette approximation est vraie dès que $\frac{n}{N} < 0,1$.

4. Soient X et Y deux v.a. indépendantes telles que $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ et $Y \sim \mathcal{B}(m, p)$. α et β étant deux nombres tels que $\alpha \leq \beta$. On veut calculer $P(X = \alpha / X + Y = \beta)$.

D'abord, on doit savoir que si $X \sim \mathcal{B}(n, p)$ et $Y \sim \mathcal{B}(m, p)$, avec X et Y deux v.a. indépendantes, alors, $X + Y \sim \mathcal{B}(n + m, p)$.

En effet :

Comme X et Y sont indépendantes, on a :

$$P(X + Y = \beta) = \sum_A P(X = a).P(X = b)$$

où $A = \{(a, b) / 0 \leq a \leq n, 0 \leq b \leq m, a + b = \beta\}$.

$$P(X + Y = \beta) = \sum_A C_n^a p^a (1-p)^{n-a} \cdot C_m^b p^b (1-p)^{m-b}$$

$$P(X + Y = \beta) = \sum_A C_n^a \cdot C_m^b p^{a+b} (1-p)^{n+m-(a+b)}$$

$$\text{Or } \sum_A C_n^a \cdot C_m^b = \sum_{\beta=a+b=0}^{n+m} C_n^a \cdot C_m^b = \sum_{a=0}^n C_n^a C_m^{\beta-a} = C_{n+m}^\beta$$

En effet :

Considérons $(1+x)^{n+m} = (1+x)^n \cdot (1+x)^m$.

$$(1+x)^{n+m} = \sum_{k=0}^{n+m} C_{n+m}^k x^k$$

$$(1+x)^n = \sum_{i=0}^n C_n^i x^i$$

$$(1+x)^m = \sum_{j=0}^m C_m^j x^j$$

On a donc $\sum_{k=0}^{n+m} C_{n+m}^k x^k = \sum_{i=0}^n C_n^i x^i \cdot \sum_{j=0}^m C_m^j x^j$

En identifiant les coefficients de x^k , on peut écrire :

$$C_{n+m}^k = \sum_{i=0}^n C_n^i C_m^{j=k-i}$$

D'où, en prenant $i = a$, $j = b$ et $k = \beta$, $C_{n+m}^\beta = \sum_{a=0}^n C_n^a C_m^{\beta-a}$ On en déduit que :

$$P(X+Y = \beta) = C_{n+m}^\beta p^\beta (1-p)^{n+m-\beta}$$

i.e. $X+Y \sim \mathcal{B}(n+m, p)$.

Calculons, maintenant, $P(X = \alpha / X+Y = \beta)$.

X et Y étant indépendantes, on peut écrire :

$$\begin{aligned} P(X = \alpha / X+Y = \beta) &= \frac{P(X = \alpha, X+Y = \beta)}{P(X+Y = \beta)} \\ &= \frac{P(X = \alpha / Y = \beta - \alpha)}{P(X+Y = \beta)} \\ &= \frac{C_n^\alpha p^\alpha (1-p)^{n-\alpha} \cdot C_m^{\beta-\alpha} p^{\beta-\alpha} (1-p)^{m-\beta+\alpha}}{C_{n+m}^\beta p^\beta (1-p)^{n+m-\beta}} \\ &= \frac{C_n^\alpha C_m^{\beta-\alpha} p^\beta (1-p)^{n+m-\beta}}{C_{n+m}^\beta p^\beta (1-p)^{n+m-\beta}} \end{aligned}$$

Soit $P(X = \alpha / X+Y = \beta) = \frac{C_n^\alpha C_m^{\beta-\alpha}}{C_{n+m}^\beta}$

On voit, donc, que la loi de X conditionnée par $X+Y = \beta$ est hypergéométrique de paramètres $n+m$, n et β (que l'on note par $\mathcal{H}(n+m, n, \beta)$).

Exercice 2 : (10 points)

- $\varphi_X(t) = E(e^{itX})$, alors $\varphi_{-X}(t) = E(e^{-itX}) = E(e^{i(-t)X}) = \varphi_X(-t)$
 $\varphi_{X+Y}(t) = E(e^{it(X+Y)}) = E(e^{itX} \cdot e^{itY}) = E(e^{itX}) \cdot E(e^{itY}) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t)$ (car X et Y sont indépendantes)
Donc, $\varphi_{X+Y}(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_X(t) = (\varphi_X(t))^2$ (car X et Y sont de même loi).
 $\varphi_{X-Y}(t) = E(e^{it(X-Y)}) = E(e^{itX} \cdot e^{-itY}) = E(e^{itX}) \cdot E(e^{-itY}) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(-t)$ (car X et Y sont indépendantes)
Donc, $\varphi_{X-Y}(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_X(-t)$ (car X et Y sont de même loi).
- On remarque que $\overline{\varphi_X(t)} = \overline{E[e^{itX}]} = E[e^{-itX}] = \varphi_{-X}(t)$.
Donc $\varphi_X(t)$ est réelle si, et seulement si, $\varphi_{-X}(t) = \varphi_X(t)$ pour tout $t \in \mathbb{R}$, c'est-à-dire si la loi de X est symétrique.

3. Soit X qui suit une loi exponentielle symétrique de paramètre λ (i.e. de densité $f(x) = \frac{\lambda}{2}e^{-\lambda|x|}$); alors, de même,

$$\varphi_X(t) = E(e^{itX}) = \int_0^{+\infty} e^{itx} \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda x} dx + \int_{-\infty}^0 e^{itx} \frac{\lambda}{2} e^{-\lambda x} dx = \frac{\lambda}{2} \left(\frac{1}{\lambda - it} + \frac{1}{\lambda + it} \right) = \frac{\lambda^2}{t^2 + \lambda^2}$$

4. Soit X qui suit une loi de Cauchy de paramètre λ , c'est-à-dire si X a pour densité $\frac{\lambda}{\pi(\lambda^2 + x^2)}$. Avec la question précédente, et en utilisant la formule d'inversion (de réciproité) de Fourier (on a $\varphi_Y(t) = \hat{f}(t)$), on obtient que :

$$f(y) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} \hat{f}(t) e^{ity} dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} \frac{\lambda^2}{t^2 + \lambda^2} dt = \frac{\lambda}{2} E[e^{-iyX}]$$

Comme X est symétrique, on a (voir exercice 6) $E[e^{iyX}] = E[e^{-iyX}] = f(y)$.

On a donc, si $X \sim \mathcal{C}(\lambda)$, $\phi_X(y) = e^{-\lambda|y|}$, pour tout $y \in \mathbb{R}$.

5. $\varphi_X(t) = E(e^{itX}) = E(e^{itZY}) = \frac{1}{2}E(e^{itY}) + \frac{1}{2}E(e^{-itY}) = \frac{1}{2}\varphi_Y(t) + \frac{1}{2}\varphi_Y(-t)$
 $\varphi_{-X}(t) = E(e^{-itX}) = E(e^{-itZY}) = \frac{1}{2}E(e^{-itY}) + \frac{1}{2}E(e^{itY}) = \frac{1}{2}\varphi_Y(-t) + \frac{1}{2}\varphi_Y(t) = \varphi_X(t)$

Donc X est symétrique.

$$\varphi_X(t) = \frac{1}{2}(\varphi_Y(t) + \varphi_Y(-t))$$

Supposons que X est densité g , alors $\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} g(x) dx = \frac{1}{2} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{ity} f(y) dy + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-ity} f(y) dy \right)$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} g(x) dx = \frac{1}{2} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} f(x) dx + \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} f(-x) dx \right)$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} g(x) dx = \frac{1}{2} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} (f(x) + f(-x)) dx \right)$$

Donc $g(x) = \frac{1}{2}(f(x) + f(-x))$ (Par formule de réciproité de Fourier).