

---

## Devoir Maison n°18

*Solution*

---

**Exercice 1.** (Étude d'une suite de variables aléatoires).

(1) Si  $Y \hookrightarrow \mathcal{B}(m, p)$ , alors  $E(Y) = mp$  et  $V(Y) = mp(1 - p)$ . De plus, on a

$$\begin{aligned} E(Y(Y - 1)) &= E(Y^2 - Y) \\ &= E(Y^2) - E(Y) \\ &= E(Y^2) - E(Y)^2 + E(Y)^2 - E(Y) \\ &= V(Y) + E(Y)^2 - E(Y) \\ &= mp(1 - p) + m^2p^2 - mp \\ &= m(m - 1)p^2, \end{aligned}$$

ce qui est bien l'égalité attendue.

(2) (a) Par définition

$$P(X_1 = 0) = P(X_1 = 0 | U_1 = 0)P(U_1 = 0) = 1,$$

et  $X_1$  vaut presque sûrement 0.

(b) D'après la formule des probabilités totales, la famille  $\{(U_n = k/n)\}_{0 \leq k \leq n-1}$  formant un s.c.e,

$$\begin{aligned} P(X_n = i) &= \sum_{k=0}^{n-1} P\left(X_n = i | U_n = \frac{k}{n}\right) P\left(U_n = \frac{k}{n}\right) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \binom{m}{i} \left(\frac{k}{n}\right)^i \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{m-i} \\ &= \frac{1}{n} \binom{m}{i} \sum_{k=0}^{n-1} \left(\frac{k}{n}\right)^i \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{m-i}, \end{aligned}$$

ce qu'on voulait.

(3) Si  $Y \hookrightarrow \mathcal{B}\left(m, \frac{k}{n}\right)$ , alors, par définition de l'espérance et grâce au rappel de la Question (1)

$$\sum_{i=0}^m i \binom{m}{i} \left(\frac{k}{n}\right)^i \left(1 - \frac{k}{n}\right)^{m-i} = E(Y) = \frac{mk}{n}.$$

(4) On en déduit que

$$\begin{aligned}
 E(X_n) &= \sum_{i=0}^m iP(X_n = i) \\
 &= \sum_{i=0}^m i \left( \frac{1}{n} \binom{m}{i} \sum_{k=0}^{n-1} \left( \frac{k}{n} \right)^i \left( 1 - \frac{k}{n} \right)^{m-i} \right) \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{i=0}^m i \binom{m}{i} \left( \frac{k}{n} \right)^i \left( 1 - \frac{k}{n} \right)^{m-i} \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{mk}{n} \\
 &= \frac{m}{n^2} \sum_{k=0}^{n-1} k \\
 &= \frac{m}{n^2} \times \frac{(n-1)n}{2} \\
 &= \frac{m(n-1)}{2n},
 \end{aligned}$$

ce qui était demandé.

(5) Par le théorème de transfert (et la Question (1)), si  $Y \hookrightarrow \mathcal{B}(m, \frac{k}{n})$ , alors

$$\sum_{i=0}^m i(i-1) \binom{m}{i} \left( \frac{k}{n} \right)^i \left( 1 - \frac{k}{n} \right)^{m-i} = E(Y(Y-1)) = m(m-1) \left( \frac{k}{n} \right)^2.$$

(6) Il suit que, toujours par le théorème de transfert,

$$\begin{aligned}
 E(X_n(X_n - 1)) &= \sum_{i=0}^m i(i-1)P(X_n = i) \\
 &= \sum_{i=0}^m i(i-1) \left( \frac{1}{n} \binom{m}{i} \sum_{k=0}^{n-1} \left( \frac{k}{n} \right)^i \left( 1 - \frac{k}{n} \right)^{m-i} \right) \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \sum_{i=0}^m i(i-1) \binom{m}{i} \left( \frac{k}{n} \right)^i \left( 1 - \frac{k}{n} \right)^{m-i} \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{m(m-1)k^2}{n^2} \\
 &= \frac{m(m-1)}{n^3} \sum_{k=0}^{n-1} k^2 \\
 &= \frac{m(m-1)}{n^3} \times \frac{(n-1)n(2n-1)}{6} \\
 &= \frac{m(m-1)(n-1)(2n-1)}{6n^2},
 \end{aligned}$$

puis que

$$\begin{aligned}
 V(X_n) &= E(X_n(X_n - 1)) - E(X_n)^2 + E(X_n) \\
 &= \frac{m(m-1)(n-1)(2n-1)}{6n^2} - \left(\frac{m(n-1)}{2n}\right)^2 + \frac{m(n-1)}{2n} \\
 &= \frac{2m(m-1)(n-1)(2n-1) - 3m^2(n-1)^2 + 6mn(n-1)}{12n^2} \\
 &= \frac{m(n-1)(2(2n-1)(m-1) - 3m + 6n)}{12n^2} \\
 &= \frac{m(n-1)(mn + m + 2n + 2)}{12n^2} \\
 &= \frac{m(n-1)(n+1)(m+2)}{12n^2} \\
 &= \frac{m(m+2)(n^2-1)}{12n^2},
 \end{aligned}$$

ce qui termine l'exercice.

**Exercice 2.** (Fraude dans les transports)

On introduit une variable aléatoire  $X$  qui compte le nombre de contrôles lors de  $n$  trajets. Cette variable aléatoire suit clairement une loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p)$ . Son espérance vaut donc  $E(X) = np$ . Introduisons alors une autre variable aléatoire  $Y$  correspondant au gain engendré par cette pratique frauduleuse. À chaque trajet, on économise 1 euro mais à chaque contrôle, on en perd 40. Ainsi,  $Y = n - 40X$  et on peut facilement calculer  $E(Y)$  par linéarité de l'espérance

$$E(Y) = n - 40E(X) = n - 40np = n(1 - 40p).$$

Pour dissuader tout voyageur d'avoir ce type de comportement, il faut que le gain moyen correspondant à cette fraude soit négatif, ainsi il faut que  $1 - 40p < 0$  ou encore que la probabilité de contrôle à chaque trajet  $p$  soit suffisamment élevée

$$p > \frac{1}{40}.$$

Si toutefois, on ne peut augmenter la probabilité de contrôle et que celle-ci est fixée, c'est l'amende  $c$  qu'il faut augmenter

$$c > \frac{1}{p}.$$

**Exercice 3.** (Le Duc de Toscane)

- (1) Il est facile de simuler chacune des deux variables aléatoires  $X$  et  $Y$ . Voici une proposition de programme

```

function y=toscane10(n)
... y=0; //on initialise à 0 succès
... for i=1:n
... r=floor(6*rand()+1);
... s=floor(6*rand()+1);
... t=floor(6*rand()+1); // on simule trois dés
... if r+s+t ==10 then
...     y=y+1; //si le total fait 10, on a un succès de plus
... end
... end
endfunction

function y=toscane9(n)
... y=0;
... for i=1:n
... r=floor(6*rand()+1);
... s=floor(6*rand()+1);
... t=floor(6*rand()+1);
... if r+s+t ==9 then
...     y=y+1;
... end
... end
endfunction

```

- (2) On utilise la fonction `mean()` pour déterminer les moyennes empiriques après 1000 simulations de 100 lancers des trois dés. Les instructions sont

```

-->for i=1:1000 x(i)=toscane10(100); y(i)=toscane9(100); end

-->mean(x), mean(y)
ans =

    12.614
ans =

    11.587

```

On obtient  $\bar{x} = 12.614$  et  $\bar{y} = 11.587$ , ainsi la fréquence des lancers dont la somme fait 10 semble être plus importante.

- (3) On a vu dans le Devoir Maison n°8 (Exercice 4) que la probabilité, lors du lancer de 3 dés, d'obtenir 10 était  $p_1 = 27/6^3 = 0.125$  et celle d'obtenir 9 était  $p_2 = 25/6^3 \simeq 0.116$ . Comme on répète l'expérience  $n$  fois et qu'on compte le nombre de succès, on a

$$X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p_1), \quad Y \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p_2), \quad \text{et donc} \quad E(X) = np_1 = \frac{n}{8}, \quad E(Y) = np_2 = \frac{25n}{6^3}.$$

Pour  $n = 100$ , on a donc des espérances

$$E(X) = 12,5 \quad \text{et} \quad E(Y) \simeq 11,6.$$