© Laurent Garcin MP Dumont d'Urville

## Devoir à la maison n°13

- Le devoir devra être rédigé sur des copies doubles.
- Les copies ne devront comporter ni rature, ni renvoi, ni trace d'effaceur.
- Toute copie ne satisfaisant pas à ces exigences devra être intégralement récrite.

## Problème 1

1 1.a Comme il n'y a que deux variables  $X_1, X_2$ , l'ensemble des valeurs prises par ces variables est de cardinal 1 ou 2. Le cardinal 1 est atteint quand  $X_1 = X_2 = 1$  par exemple et le cardinal 2 quand  $X_1 = 1$  et  $X_2 = 2$  ( $\ell \ge 2$ ).

$$U_2(\Omega) = \{1, 2\}$$

**1.b**  $(U_2 = 1) = (X_1 = X_2) = \bigcup_{k=1}^{\ell} (X_1 = k) \cap (X_2 = k)$ . La réunion est disjointe et les variables  $X_1, X_2$  sont indépendantes donc

$$\mathbb{P}(\mathbf{U}_2 = 1) = \sum_{k=1}^{\ell} \mathbb{P}(\mathbf{X}_1 = k) \mathbb{P}(\mathbf{X}_2 = k) = \sum_{k=1}^{\ell} \frac{1}{\ell^2} = \frac{1}{\ell}$$

On en déduit  $\mathbb{P}(U_2 = 2) = 1 - \mathbb{P}(U_1 = 1)$ .

$$\boxed{\mathbb{P}(U_2=1)=\frac{1}{\ell} \text{ et } \mathbb{P}(U_2=2)=1-\frac{1}{\ell}}$$

**1.c** L'espérance vaut  $\mathbb{P}(U_2 = 1) + 2\mathbb{P}(U_2 = 2)$  et donc

$$\boxed{\mathbb{E}(\mathsf{U}_2) = 2 - \frac{1}{\ell}}$$

2 2.a On écrit (pour le plaisir) une fonction plus générale prenant en argument n et  $\ell$ . On gère une liste liste de booléen, la case numéro i étant un booléen indiquant si la valeur i a été prise par l'une des variables  $X_k$  (il faut donc  $\ell+1$  cases numérotés de 0 à  $\ell$ ). Il s'agit alors de compter combien de cases valent True.

```
def simulU(n,ell):
    liste=[False]*(ell+1)
    for i in range(n):
        liste[random.randint(1,ell)]=True
    s=0
    for x in liste:
        if x:
            s=s+1
    return s
```

**2.b** La loi faible des grands nombres dit que :

Si  $(Y_n)$  une suite de variables aléatoires deux à deux indépendantes, de même loi et admettant des moments d'ordre  $P(Y_n)$  et si on note  $P(Y_n)$  on a

$$\lim_{n \to +\infty} \mathbb{P}\left(\left|\frac{S_n}{n} - m\right|\right) = 0$$

Ainsi, pour calculer une valeur approchée de l'espérance de Y<sub>1</sub>, on fait la moyenne sur un grand nombre d'essais des résultats obtenus.

© Laurent Garcin MP Dumont d'Urville

```
def espU(n,ell):
    s=0
    for i in range(10000):
        s=s+simulU(ell,n)
    return s/(10000)
```

3 Les  $X_k$  sont à valeurs dans un ensemble à  $\ell$  éléments et on choisit n de ces valeurs. Ainsi,

$$U_n(\Omega) = [1, \min(n, \ell)]$$

4 Remarquons que  $\{X_i \in S\} = \bigsqcup_{s \in S} \{X_i = s\}$  de sorte que

$$\mathbb{P}(X_i \in S) = \sum_{s \in S} \mathbb{P}(X_i = s)$$

Puisque  $X_i$  suit une loi uniforme sur  $[1, \ell]$ ,

$$\mathbb{P}(X_i \in S) = \sum_{s \in S} \frac{1}{\ell} = \frac{|S|}{\ell}$$

5 Les variables  $X_i$  étant indépendantes et de même loi, on a

$$\mathbb{P}(X_1 \neq a, \dots, X_{n-1} \neq a) = \prod_{i=1}^{n-1} \mathbb{P}(X_i \neq a) = \mathbb{P}(X_1 \neq a)^{n-1}$$

Avec la question précédente,

$$\boxed{\mathbb{P}(X_1 \neq a, \dots, X_{n-1} \neq a) = \left(\frac{\ell - 1}{\ell}\right)^{n-1}}$$

6 On utilise la formule des probabilité totales avec le système complet d'événements  $\{X_n = a\}_{a \in [1,\ell]}$ :

$$\mathbb{P}(X_{1} \neq X_{n}, \dots, X_{n-1} \neq X_{n}) = \sum_{a=1}^{\ell} \mathbb{P}(X_{1} \neq X_{n}, \dots, X_{n-1} \neq X_{n}, X_{n} = a)$$

$$= \sum_{a=1}^{\ell} \mathbb{P}(X_{1} \neq a, \dots, X_{n-1} \neq a, X_{n} = a)$$

Comme les variables sont indépendantes

$$\mathbb{P}(X_1 \neq X_n, \dots, X_{n-1} \neq X_n) = \sum_{a=1}^{\ell} \mathbb{P}(X_1 \neq a, \dots, X_{n-1} \neq a) \mathbb{P}(X_n = a)$$

Chaque terme dans la somme vaut (question précédente et définition de  $X_n$ )  $\left(\frac{\ell-1}{\ell}\right)^{n-1}\frac{1}{\ell}$ . En sommant, on obtient donc

$$\mathbb{P}(X_1 \neq X_n, \dots, X_{n-1} \neq X_n) = \left(\frac{\ell - 1}{\ell}\right)^{n-1}$$

7 On utilise la formule des probabilités totales avec le système complet d'événements  $(\{X_1, \dots, X_{n-1}\} = S)_{S \in \mathcal{P}_{\ell}}$  pour obtenir

$$\begin{split} \mathbb{P}(\mathbf{X}_1 \neq \mathbf{X}_n, \dots, \mathbf{X}_{n-1} \neq \mathbf{X}_n) &= \sum_{\mathbf{S} \in \mathcal{P}_\ell} \mathbb{P}(\{\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_{n-1}\} = \mathbf{S}, \mathbf{X}_1 \neq \mathbf{X}_n, \dots, \mathbf{X}_{n-1} \neq \mathbf{X}_n) \\ &= \sum_{\mathbf{S} \in \mathcal{P}_\ell} \mathbb{P}(\{\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_{n-1}\} = \mathbf{S}, \mathbf{X}_n \not\in \mathbf{S}) \end{split}$$

Par lemme des coalitions, les événements  $\{X_1,\dots,X_{n-1}\}=S$  et  $X_n\not\in S$  sont indépendants et donc

$$\mathbb{P}(\mathbf{X}_1 \neq \mathbf{X}_n, \dots, \mathbf{X}_{n-1} \neq \mathbf{X}_n) = \sum_{\mathbf{S} \in \mathcal{P}_\ell} \mathbb{P}(\{\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_{n-1}\} = \mathbf{S}) \mathbb{P}(\mathbf{X}_n \not\in \mathbf{S})$$

La question 4 donne alors

$$\boxed{\mathbb{P}(\mathbf{X}_1 \neq \mathbf{X}_n, \dots, \mathbf{X}_{n-1} \neq \mathbf{X}_n) = \sum_{\mathbf{S} \in \mathcal{P}_{\ell}} \mathbb{P}(\{\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_{n-1}\} = \mathbf{S}) \left(\frac{\ell - |\mathbf{S}|}{\ell}\right)}$$

© Laurent Garcin MP Dumont d'Urville

8 Remarquons que  $U_{n-1} = |Y_{n-1}|$  avec  $Y_{n-1} = \{X_1, \dots, X_{n-1}\}$ . La variable aléatoire  $Y_{n-1}$  est à valeurs dans  $\mathcal{P}_{\ell}$  et, d'après la formule de transfert

$$\mathbb{E}(\mathbf{U}_{n-1}) = \sum_{\mathbf{S} \in \mathcal{P}_{\boldsymbol{\rho}}} |\mathbf{S}| \mathbb{P}(\{\mathbf{X}_1, \dots, \mathbf{X}_{n-1}\} = \mathbf{S})$$

La question précédente donne

$$\mathbb{P}(X_1 \neq X_n, \dots, X_{n-1} \neq X_n) = \sum_{S \in \mathcal{P}_{\ell}} \mathbb{P}(\{X_1, \dots, X_{n-1}\} = S) - \frac{1}{\ell} \sum_{S \in \mathcal{P}_{\ell}} |S| \mathbb{P}(\{X_1, \dots, X_{n-1}\} = S)$$

La première somme du membre de droite vaut 1 car  $(\{X_1, \dots, X_{n-1}\} = S)_{S \in \mathcal{P}_{\ell}}$  est un système complet et ainsi

$$\boxed{\mathbb{E}(\mathbf{U}_{n-1}) = \ell(1 - \mathbb{P}(\mathbf{X}_1 \neq \mathbf{X}_n, \dots, \mathbf{X}_{n-1} \neq \mathbf{X}_n))}$$

9 Il suffit de combiner les résultats des questions 5 et 8 pour obtenir

$$\mathbb{E}(\mathbf{U}_n) = \ell \left( 1 - \left( \frac{\ell - 1}{\ell} \right)^n \right)$$

10 A  $\ell$  fixé, si n est très grand, on est presque sûr de trouver toutes les valeurs de  $[1,\ell]$  et l'espérance devrait être proche de  $\ell$ . C'est bien le cas car  $\frac{\ell-1}{\ell} \in [0,1[$  de sorte que  $\lim_{n \to +\infty} \left(\frac{\ell-1}{\ell}\right)^n = 0$  puis

$$\lim_{n\to+\infty} \mathbb{E}(\mathbf{U}_n) = \ell$$

11 A n fixé et si  $\ell$  est très grand, il est fort probable qu'on ne tombe jamais deux fois sur la même valeur et l'espérance doit être proche de n.

On rappelle que  $(1+u)^{\alpha} - 1 \sim_{u \to 0} \alpha u$  donc

$$1 - \left(\frac{\ell-1}{\ell}\right)^n = 1 - \left(1 - \frac{1}{\ell}\right)^n \underset{n \to +\infty}{\sim} \frac{n}{\ell}$$

puis

$$\lim_{\ell \to +\infty} \mathbb{E}(\mathbf{U}_n) = n$$

12 12.a Ici, on considère qu'il y a n individus et on note  $X_k$  son jour de naissance (un nombre entre 1 et 365).  $D_n$  est le nombre des valeurs prises par les  $X_k$ . On en dans le cadre de l'exercice avec  $\ell = 365$ . Ainsi

$$\boxed{\mathbb{E}(\mathbf{D}_n) = 365 \left(1 - \left(\frac{364}{365}\right)^n\right)}$$

12.b On a alors

$$\lim_{n \to +\infty} \mathbb{E}(\mathbf{D}_n) = 365$$