# Corrigé de l'examen

### mercredi 1er juin

Durée: 2 heures

## 1 Ensembles et applications

### Solution de l'exercice 1.

Les réponses sont dans le cours.

### Solution de l'exercice 2.

- **1.** Supposons que  $A \cup B = B$  et montrons que  $A \subseteq B$ . Soit  $a \in A$ . On a alors que  $a \in A \cup B = B$ , donc  $a \in B$ . On a bien montré que  $A \subseteq B$ .
- Supposons que  $A \subseteq B$  et montrons que  $A \cup B = B$ . Il est clair que  $B \subseteq A \cup B$ . De plus,  $A \cup B \subseteq B$ . En effet, pour tout  $x \in A \cup B$ , on a que  $x \in B$  ou  $x \in A \subseteq B$ . Par double inclusion, on a  $A \cup B = B$ .
- **2.** Supposons que  $A \cap B = B$  et montrons que  $B \subseteq A$ . Soit  $b \in B$ . On a alors que  $b \in B = A \cap B$ , donc  $b \in A$ . On a bien montré que  $B \subseteq A$ .

Supposons que  $B \subseteq A$  et montrons que  $A \cap B = B$ . Il est clair que  $A \cap B \subseteq B$ . De plus,  $B \subseteq A \cap B$ . En effet, pour tout  $x \in B$ , on a aussi  $x \in B \subseteq A$ , donc  $x \in A \cap B$ . Par double inclusion, on a  $A \cap B = B$ .

### Solution de l'exercice 3.

- **1.(a)** On suppose que  $A \subseteq B$ . Montrons que  $E \setminus B \subseteq E \setminus A$ . Soit  $x \in E \setminus B$ , i.e.  $x \notin B$ . Si par l'absurde  $x \in A$ , alors  $x \in B$  car  $A \subseteq B$ . Ainsi, on a  $x \notin A$ , i.e  $x \in E \setminus A$ .
- **1.(b)** On procède par double inclusion. Montrons tout d'abord que  $E \setminus (E \setminus A) \subseteq A$ . Soit  $x \in E \setminus (E \setminus A)$ , i.e.  $x \notin E \setminus A$ . Si par l'absurde  $x \notin A$ , alors  $x \in E \setminus A$ , absurde, c'est donc que  $x \in A$ .

Montrons désormais que  $A \subseteq E \setminus (E \setminus A)$ . Si  $x \in A$ , alors  $x \notin E \setminus A$  (par l'absurde,  $x \in E \setminus A$  serait équivalent à  $x \notin A$ ). Or, ceci équivaut à  $x \in E \setminus (E \setminus A)$ .

**1.(c)** On peut utiliser la question 1.(a): comme  $A \subseteq A \cup B$ , alors  $E \setminus (A \cup B) \subseteq E \setminus A$  et également  $B \subseteq A \cup B$  donc  $E \setminus (A \cup B) \subseteq E \setminus B$ . Ainsi, on a bien  $E \setminus (A \cup B) \subseteq E \setminus A \cap E \setminus B$ .

<sup>1.</sup> En fait, il suffit de prendre la contraposée de la phrase  $si\ x\in A\ alors\ x\in B$  pour obtenir que  $si\ x\not\in B$ ,  $alors\ x\not\in A$ , on obtient alors une démonstration plus élégante. Cependant, nous n'avons pas travaillé le passage d'une proposition à sa contraposée, ce n'était donc pas exigible ici, et j'écris la correction en conséquence.

Sinon, on pouvait procéder par double inclusion. Soit  $x \in E \setminus (A \cup B)$ , i.e.  $x \notin A \cup B$ . Montrons tout d'abord que  $x \in E \setminus A$ , i.e.  $x \notin A$ . Si par l'absurde  $x \in A$ , alors  $x \in A \cup B$ , absurde. De même, on montre que  $x \in E \setminus B$ . Ainsi,  $x \in E \setminus A$  et  $x \in E \setminus B$ , i.e.  $x \in (E \setminus A) \cap (E \setminus B)$ .

Soit  $x \in (E \setminus A) \cap (E \setminus B)$ . On a alors  $x \notin A$  et  $x \notin B$ . Si par l'absurde  $x \in A \cup B$ , alors  $x \in A$  ou  $x \in B$ , absurde. Donc  $x \notin A \cup B$ , i.e.  $x \in E \setminus (A \cup B)$ .

- **2.(a).i.** Par définition, f est injective si pour toutes parties  $A \in \mathcal{P}(E)$  et  $A' \in \mathcal{P}(E)$  telles que  $A \neq A'$ , on a  $f(A) \neq f(A')$ , i.e.  $E \setminus A \neq E \setminus A'$ .
- **2.(a).ii.** En prenant la contraposée, f est injective si pour toutes parties  $A \in \mathcal{P}(E)$  et  $A' \in \mathcal{P}(E)$  telles que  $E \setminus A = E \setminus A'$ , on a A = A'.
- **2.(a).iii.** Montrons que f est injective. Soient  $A \in \mathcal{P}(E)$  et  $A' \in \mathcal{P}(E)$  telles que  $E \setminus A = E \setminus A'$ . Montrons qu'alors A = A' par double inclusion. Montrons donc que  $A \subseteq A'$ . On a que  $E \setminus A \subseteq E \setminus A'$  puisque ces deux ensembles sont égaux par hypothèse, donc  $E \setminus (E \setminus A) \subseteq E \setminus (E \setminus A')$  par la question 1.(a), i.e.  $A \subseteq A'$  par 1.(b). Le cas  $A' \subseteq A$  est symétrique.
- **2.(b).i.** Par définition, f est surjective si pour tout  $B \in \mathcal{P}(E)$ , il existe  $A \in \mathcal{P}(E)$  telle que f(A) = B, i.e.  $E \setminus A = B$ .
- **2.(b).ii.** Montrons que f est surjective. Soit  $B \in \mathcal{P}(E)$ . On pose  $A = E \setminus B$ . On a alors par 1.(b) que  $f(A) = E \setminus A = E \setminus (E \setminus B)$  et donc f(A) = B par 1.(c).

### 2 Suites et limites

### Solution de l'exercice 4.

Les réponses sont dans le cours.

Solution de l'exercice 5.

1.

$$u: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & n \end{array}$$

**2**.

$$v: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & -1 + \frac{(-1)^n}{n+1} \end{array}$$

3.

$$w: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & -1 + \frac{1}{n+1} \end{array}$$

**5**.

$$y: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & 0 \end{array}$$

On pose M=0. On a alors que pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $y_n=0 \ge 0=M$ , i.e. y est minorée par 0.

6.

$$z: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & -n \end{array}$$

Soit M<0. Comme  $\mathbb R$  est archimédien et -M>0 et 1>0, il existe  $n\in\mathbb N$  tel que -M< n, i.e.  $M>-n=z_n$ . On a donc bien montré que z n'était pas minorée.

7.

$$a: \begin{array}{ccc} \mathbb{N} & \to & \mathbb{R} \\ n & \mapsto & \frac{1}{n+1} \end{array}$$

La suite a n'est pas constante car  $a_0 = 1 \neq 1/2 = a_1$ . De plus, elle tend vers 0, la preuve figure dans le corrigé de la feuille 2 de TD.

### 3 Probabilités

### Solution de l'exercice 6.

Les réponses sont dans le cours.

### Solution de l'exercice 7.

1. On modélise l'expérience par l'univers fini  $\Omega = \{1, \dots, 60\}$  muni de la loi de probabilité uniforme. L'évènement A ="tirer un multiple de 5" est alors

$$A = \{5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55, 60\},\$$

de cardinal 12. On a donc :

$$\mathbb{P}(A) = \frac{12}{60} = \frac{1}{5}.$$

**2.(a)** On peut calculer l'espérance de X:

$$\mathbb{E}[X] = 0 \times \mathbb{P}(X = 0) + 2 \times \mathbb{P}(X = 2) + 4 \times \mathbb{P}(X = 4) + 6 \times \mathbb{P}(X = 6),$$
  
= 2 \times 0.5 + 4 \times 0.1 + 6 \times 0.1,  
= 2.

**2.(b)** On a alors  $Y(\Omega) = \{0, 4, 16\}.$ 

**2.(c)** On a les égalités suivantes :

$$\{Y = 0\} = \{X = 2\}$$
$$\{Y = 4\} = \{X = 4\} \cup \{X = 0\}$$
$$\{Y = 16\} = \{X = 6\}.$$

On peut donc calculer en utilisant le fait que  $\{X=2\} \cap \{X=0\} = \emptyset$ ,

$$\mathbb{P}(Y = 0) = 0.5,$$
  
 $\mathbb{P}(Y = 4) = 0.1 + 0.3 = 0.4,$   
 $\mathbb{P}(Y = 16) = 0.1.$ 

**2.(d)** On peut donc calculer

$$\begin{split} \mathbb{V}(X) &= \mathbb{E}[Y] \\ &= 0 \times \mathbb{P}(Y = 0) + 4 \times \mathbb{P}(Y = 4) + 16 \times \mathbb{P}(Y = 16), \\ &= 0 + 1.6 + 1.6, \\ &= 3.2. \end{split}$$

### Solution de l'exercice 8.

**1.** La variable aléatoire Y a pour univers image  $\{0,1\}$  et l'on a de plus  $\mathbb{P}(Y=1) = \mathbb{P}(X=0) = 1 - \mathbb{P}(X=1) = 1 - p$ . La variable aléatoire Y est donc une variable de Bernoulli de paramètre 1 - p.

**2.** Les variables X et Y ne sont pas indépendantes, en effet :

$$\mathbb{P}(X=0\cap Y=0)=\mathbb{P}(\emptyset)=0,$$

mais

$$\mathbb{P}(X=0) \times \mathbb{P}(Y=0) = (1-p)p \neq 0,$$

 $car \ 0$ 

**3.** L'univers image de XZ est  $XZ(\Omega) = \{0,1\}$ . De plus,

$$\mathbb{P}(XZ = 1) = \mathbb{P}(\{X = 1\} \cap \{Z = 1\}),$$

car si X = 0 ou Z = 0 alors XZ = 0. Donc, par indépendance de X et Z,

$$\mathbb{P}(XZ = 1) = \mathbb{P}(X = 1 \cap Z = 1) = \mathbb{P}(X = 1)\mathbb{P}(Z = 1) = pq.$$

La variable XZ est donc bien une variable de Bernoulli de paramètre pq.

### Solution de l'exercice 9.

Soit X une VAR sur un univers fini  $\Omega$ .

- 1. Montrer la formule de König-Huygens :  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}[X^2] \mathbb{E}[X]^2$ . On rappelle que  $(a+b)^2 = a^2 + 2ab + b^2$ .
- 2. Montrer que  $\mathbb{E}[X]^2 \leq \mathbb{E}[X^2]$ .

### Solution de l'exercice 10.

Soit X une VAR sur un univers fini  $\Omega$ .

- 1. On va montrer la formule de König-Huygens :  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}[X^2] \mathbb{E}[X]^2$ .
  - (a) Montrer que pour tout nombres réels a et b, on a  $(a+b)^2 = a^2 + 2ab + b^2$ .
  - (b) En déduire que  $(X \mathbb{E}[X])^2 = X^2 2 \times \mathbb{E}[X] \times X + \mathbb{E}[X]^2$ .
  - (c) Si Y est une variable aléatoire constante égale à une valeur  $C \in \mathbb{R}$ . Quelle est l'espérance de Y? Le démontrer.
  - (d) Déduire des questions précédentes que  $\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}[X^2] \mathbb{E}[X]^2$ .
- 2. Montrer l'inégalité de Cauchy-Schwartz :  $\mathbb{E}[X]^2 \leq \mathbb{E}[X^2]$ .

### Solution de l'exercice 11.

- **1.(a)** Soient a et b deux nombres réels. On peut calculer  $(a+b)^2 = (a+b)(a+b) = a^2 + ab + ba + b^2 = a^2 + 2ab + b^2$ .
- **1.(b)** On utilise la question précédente pour montrer que pour tout  $\omega \in \Omega$ , on a

$$(X - \mathbb{E}[X])^{2}(\omega) = (X(\omega) - \mathbb{E}[X])^{2}$$
$$= X(\omega)^{2} - 2 \times X(\omega) \times \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^{2}.$$

Ainsi, on  $a(X - \mathbb{E}[X])^2 = X^2 - 2 \times X \times \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^2$ .

- 1.(c) La réponse est dans le cours.
- 1.(d) On peut alors utiliser la linéarité de l'espérance et on développe le carré.

$$\begin{split} \mathbb{V}\left(X\right) &= \mathbb{E}\left[\left(X - \mathbb{E}\left[X\right]\right)^2\right] = \mathbb{E}\left[X^2 - 2 \cdot \mathbb{E}\left[X\right] \cdot X + \mathbb{E}\left[X\right]^2\right] \\ &= \mathbb{E}\left[X^2\right] - 2 \cdot \mathbb{E}\left[X\right] \cdot \mathbb{E}\left[X\right] + \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[X\right]^2\right] \\ &= \mathbb{E}\left[X^2\right] - 2 \cdot \mathbb{E}\left[X\right]^2 + \mathbb{E}\left[X\right]^2 \\ &= \mathbb{E}\left[X^2\right] - \mathbb{E}\left[X\right]^2 \,. \end{split}$$

A la deuxième ligne, on utilise la linéarité de l'espérance sortir la somme de l'espérance et pour sortir  $2 \cdot \mathbb{E}[X]$  de l'espérance du milieu. A la troisième ligne, on utilise le fait que, puisque  $\mathbb{E}[X]^2$  est un nombre réel constant,  $\mathbb{E}\left[\mathbb{E}[X]^2\right] = \mathbb{E}[X]^2$ .

**2.** Par positivité de la variance, on a  $\mathbb{V}(X) \geq 0$ . Par la formule de König-Huygens, on a donc  $\mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 \geq 0$  et donc  $\mathbb{E}[X^2] \geq \mathbb{E}[X]^2$ .