



# Probabilités

## Familles sommables

### Exercice 1 – [6/10]

En justifiant  $p^2 + q^2 \leq (p + q)^2 \leq 2(p^2 + q^2)$ , montrer que  $\left(\frac{1}{p^2 + q^2}\right)_{p,q \in \mathbb{N}^*}$  n'est pas sommable. Pour quels  $\alpha \in \mathbb{R}$   $\left(\frac{1}{(p^2 + q^2)^\alpha}\right)_{p,q \in \mathbb{N}^*}$  est-elle sommable ?

### Exercice 2 – Un beau développement asymptotique [9/10]

On définit, pour  $n \geq 1$  :  $I_n = \int_0^1 \frac{t^n}{1 + t^n} dt$ .

1. Montrer :  $I_n = \sum_{p=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{p+1}}{pn + 1}$ .
2. Montrer que pour  $n \geq 2$  on a  $I_n = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{k+1} F(k)}{n^k}$ , où  $F$  est la fonction Zeta alternée : pour  $x > 0$ ,  $F(x) = \sum_{p=1}^{+\infty} \frac{(-1)^{p+1}}{p^x}$ .
3. En déduire :  $I_n = \frac{\ln 2}{n} - \frac{\pi^2}{12} \frac{1}{n^2} + o(1/n^2)$ .

## 1 Sans les variables aléatoires

On commence par un exercice posé aux mines. On notera le réel effort de l'examineur pour évaluer la capacité du candidat à faire des probabilités...

### Exercice 3 – Mines 2015 (PC) [3/10]

Soit  $\mathbb{P}$  une probabilité sur  $(\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}))$ . Montrer :

$$\mathbb{P}(\{n\}) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

### 1.1 Dénombrement, probabilités finies

#### Exercice 4 – Surjections [2/10]

Déterminer le nombre de surjections de  $\llbracket 1, 4 \rrbracket$  dans  $\llbracket 1, 3 \rrbracket$ .

#### Exercice 5 – Surjections-bis, Mines 2022 [4/10]

Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Déterminer la probabilité pour qu'une fonction aléatoire (suivant la loi uniforme) de  $\llbracket 1, n+1 \rrbracket$  dans  $\llbracket 1, n \rrbracket$  soit surjective.

#### Exercice 6 – Deux sur deux [3/10]

Dans une famille avec 2 enfants :

1. Quelle est la probabilité pour que les deux enfants soient des garçons ?
2. Quelle est la probabilité pour que les deux enfants soient des garçons sachant que l'aîné est un garçon ?

- Quelle est la probabilité pour que les deux enfants soient des garçons sachant qu'il y a au moins un garçon ?

## 1.2 Dés, urnes et pièces

### Exercice 7 – Paires bicolores [5/10]

Une urne contient  $n$  boules rouges et  $n$  boules noires. On les retire par poignées de deux, sans remise. Quelle est la probabilité pour que les  $n$  paires soient bicolores ?

### Exercice 8 – $\alpha$ boules noires [6/10]

Soient  $n \geq 1$  et  $\alpha \in \llbracket 1, n \rrbracket$ . On considère  $n + 1$  urnes numérotées de 0 à  $n$ , la  $k$ -ième contenant  $k$  boules noires et  $n - k$  boules blanches.

On choisit une urne au hasard (de façon uniforme) puis on tire **avec remise**  $\alpha$  boules dans cette urne. Quelle est la probabilité pour que ces  $\alpha$  boules soient noires ? Déterminer la limite de cette valeur quand  $n$  tend vers l'infini.

### Exercice 9 – Cinq faces [3/10]

On lance un dé non biaisé à 5 faces. On note  $p_n$  la probabilité que la somme des résultats obtenus lors des  $n$  premiers lancers soit paire.

- Calculer  $p_1$  et  $p_2$ .
- Donner une relation de récurrence vérifiée par  $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ , et en déduire la valeur de  $p_n$ , pour  $n \geq 1$ .

### Exercice 10 – Des dés [4/10]

On jette  $6n$  dés équilibrés. Quelle est la probabilité  $p_n$  que chaque entier entre 1 et 6 apparaisse  $n$  fois ? Donner un équivalent de  $p_n$  quand  $n$  tend vers  $+\infty$ .

### Exercice 11 – Deux urnes [4/10]

On dispose de deux urnes  $U_1$  et  $U_2$ . La première contient deux boules blanches et trois boules noires. La seconde contient quatre boules blanches et trois boules noires.

On effectue des tirages successifs dans les conditions suivantes : on choisit initialement une urne au hasard et on tire une boule dans l'urne choisie. On note la couleur et on la remet dans l'urne. Si la boule tirée était blanche (respectivement noire), le tirage suivant s'effectue dans l'urne  $U_1$  (respectivement  $U_2$ ).

Pour  $n \in \mathbb{N}^*$ , on note  $B_n$  l'événement « la boule tirée au  $n$ -ème tirage est blanche », et  $p_n = \mathbb{P}(B_n)$ .

- Calculer  $p_1$ .
- Montrer :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad p_{n+1} = -\frac{6}{35}p_n + \frac{4}{7}.$$

- En déduire la valeur de  $p_n$  pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ .

### Exercice 12 – Une infinité de tirages [4/10]

On lance une pièce une infinité de fois. Pour  $i \geq 1$ , on note  $A_i$  l'événement « le  $i$ -ème lancer tombe sur PILE ».

- Décrire en français les événements  $\bigcap_{i=1}^{\infty} A_i$  et  $\bigcup_{i=42}^{\infty} A_i$ .
- Soit  $n \in \mathbb{N}$ . Exprimer de façon ensembliste l'événement  $D_n$  : « on obtient au moins un pile au delà du  $n$ -ème lancer ».
- Décrire en français l'événement  $\bigcap_{n=1}^{\infty} D_n$ . Le comparer à  $\bigcap_{n=945}^{\infty} D_n$ .

### 1.3 Diverses modélisations

#### Exercice 13 – IMT 2016 [3/10]

On dispose de  $N$  coffres. Avec probabilité  $p$ , on place un trésor dans l'un des coffres (avec probabilité uniforme).

On a ouvert  $N - 1$  coffres sans trouver de trésor. Quelle est la probabilité pour qu'on en trouve un dans le dernier ?

#### Exercice 14 – Pénaux [6/10]

Le petit Olivier et le petit Franz s'affrontent lors d'une compétition de penalty. À chaque essai, Olivier marque avec probabilité  $5/6$ , et Franz avec probabilité  $4/5$ . C'est Franz qui tire en premier. Ensuite, les tirs sont alternés, et le premier qui marque a gagné la compétition.



FIGURE 1 – Platoche, avec 50 kg de moins !

1. Quelle est la probabilité pour que Franz gagne ?
2. Qu'en est-il si on change la règle en celle de la « mort subite » : « À chaque tour, les deux joueurs tirent. Si l'un marque et pas l'autre alors il a gagné ; sinon on continue. » ?

#### Exercice 15 – Transmission moyennement fiable ; TPE 2017 [5/10]

Une information binaire (0/1) est transmise de proche en proche (aka « téléphone arabe »). La personne numéro 1 possède l'information 1. Au temps  $n \geq 1$ , la personne numéro  $n$  transmet son information à la personne numéro  $n + 1$  :

- avec une probabilité  $p \in ]0, 1[$  elle transmet l'information dont elle dispose ;
- avec une probabilité  $1 - p$  elle transmet l'information inverse.

(La personne numéro 2 aura donc l'information initiale « 1 » avec probabilité  $p$ ).

1. Avec quelle probabilité la personne numéro 3 va-t-elle recevoir l'information initiale ?
2. Si on note  $p_n$  la probabilité que la personne  $n$  possède la bonne information<sup>1</sup>, déterminer une relation de récurrence simple vérifiée par les  $p_n$ , puis la valeur des  $p_n$ .
3. Quel est le comportement de  $(p_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$  ?

#### Exercice 16 – Puce ivrognesse [5/10]

Une puce saute entre trois points  $P$ ,  $Q$  et  $R$ . À chaque étape, elle saute vers l'un des deux autres points

avec probabilité  $1/2$ . On note, pour  $n \in \mathbb{N}$ ,  $X_n = \begin{pmatrix} p_n \\ q_n \\ r_n \end{pmatrix}$ , avec  $p_n$ ,  $q_n$  et  $r_n$  les probabilités pour qu'au temps  $n$  la puce se trouve respectivement aux points  $P$ ,  $Q$  et  $R$ .

1. Établir une relation entre  $p_{n+1}$  et  $(p_n, q_n, r_n)$ .
2. En déduire une relation matricielle de la forme  $X_{n+1} = AX_n$ , avec  $A$  à préciser.
3. Vérifier :  $A^2 = \frac{1}{2}A + \frac{1}{2}I_3$ , puis déterminer le reste dans la division euclidienne du polynôme  $X^n$  par  $(X + 1/2)(X - 1)$ . En déduire la valeur de la matrice  $A^n$ .

---

1. Arrivés ici, vous connaissez  $p_1$ ,  $p_2$  et  $p_3$ .

4. Montrer que  $X_n$  possède une limite qui ne dépend pas de  $X_0$ .

**Exercice 17** – *Veaux, vaches, cochons, couvée ; attention : il y a un piège !* [3/10]

Dans une ferme post-apocalyptique, certains animaux possèdent trois pattes.

- Les veaux constituent 20% du cheptel ; 10% possèdent 3 pattes.
- Les vaches constituent 50% du cheptel ; 1% possèdent 3 pattes.
- Les cochons constituent 10% du cheptel ; 2% possèdent 3 pattes.
- Les volailles, qui constituent le reste du cheptel, possèdent 3 pattes avec une probabilité 5%.

On tire au hasard un animal à trois pattes. Quelle est la probabilité pour qu'il fasse MEUHHH ?



FIGURE 2 – Gruik

**Exercice 18** – *La taupe* [5/10]

Une taupe rentre dans son terrier par un des deux trous. À chaque croisement, elle tourne à droite ou à gauche avec probabilité  $1/2$ .

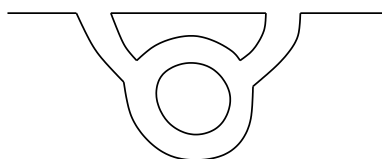


FIGURE 3 – L'univers épanouissant de la taupe

Quelle est la probabilité qu'elle ressorte par le même trou ?

## 1.4 Résultats un peu plus théoriques

**Exercice 19** – *Indépendance* [1/10]

Montrer que si  $A$  et  $B$  sont deux événements indépendants, alors  $A$  et  $\overline{B}$  le sont aussi.

**Exercice 20** – *Exercice interminable !* [10/10]

Les joueurs  $A$  et  $B$  jouent au tennis, et chaque point est remporté par  $A$  avec probabilité  $p \in ]0, 1[$ . Quelle est la probabilité que  $A$  remporte un jeu donné ?

*Et un set ? Et le match ?*

*Cet exercice ne serait pas posé sans des indications/étapes. Essayez tout de même d'en faire quelque chose !*

**Exercice 21** – *CCP 2016* [6/10] – *joli et classique*

Soit  $s$  un réel strictement plus grand que 1. On travaille sur  $E = \mathbb{N}^*$ , qu'on va probabiliser sur la tribu complète  $\mathcal{T} = \mathcal{P}(\mathbb{N}^*)$ .

On note  $(p_n)_{n \geq 1}$  la suite strictement croissante des nombres premiers (avec donc  $p_1 = 2, p_2 = 3, \dots$ ). Enfin, pour  $p$  premier, on note  $A_p = \{kp \mid k \in \mathbb{N}^*\}$  l'ensemble de ses multiples.

1. Montrer qu'on peut définir une probabilité en imposant pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$  :

$$\mathbb{P}(\{k\}) = \frac{1}{\zeta(s)k^s}.$$

2. Pour  $p$  premier, calculer  $\mathbb{P}(A_p)$ .
3. Déterminer  $\bigcap_{k=1}^{+\infty} \overline{A_{p_k}}$  ainsi que la probabilité de cet événement.
4. Montrer que la suite de terme général  $\prod_{k=1}^n \mathbb{P}(\overline{A_{p_k}})$  est convergente.

*On note sa limite comme vous l'imaginez...*

5. Montrer finalement :

$$\prod_{k=1}^N \frac{1}{1 - 1/p_k^s} \xrightarrow{N \rightarrow +\infty} \frac{1}{\zeta(s)}.$$

### Exercice 22 – Centrale 2016 [8/10]

Soit  $(\Omega, \mathcal{T}, \mathcal{P})$  un espace probabilisé et  $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite d'événements. On considère l'événement :

$$A = \bigcap_{k \in \mathbb{N}} \bigcup_{n \geq k} A_n.$$

1. Montrer :  $P(A) = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcup_{n \geq k} A_n\right)$ .
2. On suppose que  $\sum \mathbb{P}(A_n)$  converge.
  - (a) Déterminer  $\mathbb{P}(A)$ .
  - (b) Soit  $B$  l'ensemble des  $\omega \in \Omega$  appartenant à une infinité de  $A_n$ . Déterminer  $\mathbb{P}(B)$ .
3. On suppose maintenant que les  $A_n$  sont mutuellement indépendants et que  $\sum \mathbb{P}(A_n)$  diverge. Déterminer  $\mathbb{P}(A)$ .

## 2 Études de lois

### Exercice 23 – Mines 2022 [5/10] - Daphnée P.

Soient  $n \in \mathbb{N}^*$  et  $Z$  est une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{U}_n$  (les complexes  $z$  tels que  $z^n = 1$ ) suivant une loi uniforme.

1. Calculer l'espérance de l'argument de  $Z$  (pris dans  $[0, 2\pi[$ ), de  $\operatorname{Re}(Z)$ , de  $\operatorname{Im}(Z)$ .
2. Calculer  $\operatorname{Cov}(\operatorname{Re}(Z), \operatorname{Im}(Z))$ .
3.  $\operatorname{Re}(Z)$  et  $\operatorname{Im}(Z)$  sont-elles indépendantes ?

### Exercice 24 – Mines 2017 [7/10]

On effectue des expériences aléatoires et indépendantes :  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$ , avec chaque  $X_i$  suivant une loi de Bernoulli de paramètre  $p$ . On note (quand elle existe...)  $T_n$  l'étape à laquelle on a eu le  $n$ -ième succès.

1. Donner la loi de  $T_1$ .
2. Déterminer la loi de  $T_2$ ... puis de  $T_n$  pour tout entier  $n \in \mathbb{N}^*$ .
3. Donner le développement en série entière de  $\frac{1}{(1-t)^n}$ .
4. Calculer la fonction génératrice de  $T_n$  et en déduire l'espérance de  $T_n$ .

**Exercice 25** – TPE 2016 [4/10]

Soit  $p \in ]0, 1[$ . Les variables aléatoires  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  sont indépendantes et de même loi :

$$\forall n \in \mathbb{N}^*, \quad \mathbb{P}(X_n = 1) = 1 - p \text{ et } \mathbb{P}(X_n = -1) = p$$

On définit par ailleurs, pour  $n \in \mathbb{N}^*$  :  $Z_n = \prod_{k=1}^n X_k$ .

1. Calculer  $\mathbb{E}(Z_n)$  puis la limite de cette espérance lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$ .
2. Donner la loi de  $Z_n$ .
3. À quelle conditions  $Z_1$  et  $Z_2$  sont-elles indépendantes ?

### 3 Loi de Poisson et loi géométrique

**Exercice 26** – Deux géométriques comparées [5/10]

1. Soient  $T_1$  et  $T_2$  deux variables aléatoires indépendantes suivant des lois géométriques de paramètres respectifs  $p_1$  et  $p_2$  dans  $]0, 1[$ . Déterminer  $\mathbb{P}(T_1 \leq T_2)$ .
2. Application numérique : Alice et Bob lancent alternativement deux dés non pipés. Si à un moment Alice obtient une somme égale à 6 alors elle gagne (et le jeu s'arrête) ; si Bob obtient la somme de 7 alors il gagne (et le jeu s'arrête). C'est Alice qui commence. Quelle est la probabilité qu'Alice gagne ?

**Exercice 27** – CCP 2017 [4/10]

On suppose que  $X$  et  $Y$  sont deux variables aléatoires indépendantes suivant la même loi. On définit  $Z = X + Y + 1$ , et on suppose que  $Z$  suit une loi géométrique de paramètre  $p \in ]0, 1[$ .

1. Montrer l'existence de la variance et l'espérance de  $X$ , et les calculer.
2. Calculer la fonction génératrice de  $X$ .
3. En déduire la loi de  $X$ .

**Exercice 28** – Centrale 2017 [7/10]

Soient  $X$  et  $Y$  indépendantes suivant l'une et l'autre une loi géométrique de paramètre  $p \in ]0, 1[$ .

1. Rappeler  $X(\Omega)$  et, pour  $k \in X(\Omega)$ , la valeur de  $\mathbb{P}(X = k)$ .
2. Calculer  $\mathbb{P}(X \geq m)$ .
3. On définit  $Z = \min(X, Y)$ . Déterminer la loi de  $Z$ .
4. Déterminer la loi de  $W = X - Y$ , et prouver que  $W$  et  $Z$  sont indépendantes.

**Exercice 29** – CCP 2016 [4/10]

Le nombre  $N$  d'enfants d'une famille suit une loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$ . Lors d'une naissance, la probabilité pour que l'enfant (il n'y a jamais de jumeaux, merci...) soit une fille est de  $p$ . Les sexes des différents bébés sont indépendants. On note respectivement  $X$  et  $Y$  les nombres de filles et de garçons.

1. Déterminer la loi conjointe de  $(N, X)$ .
2. Déterminer les lois de  $X$  et de  $Y$ .
3. (Extension probable :) Montrer que  $X$  et  $Y$  sont indépendantes.

**Exercice 30** – CCP 2016 [3/10]

On suppose :  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$  avec  $\lambda \in ]4, 5[$ .

1. Calculer  $u_n = \frac{\mathbb{P}(X = n+1)}{\mathbb{P}(X = n)}$  et en déduire la convergence de la série  $\sum u_n$ .
2. Pour quel  $n$  aura-t-on  $\mathbb{P}(X = n)$  maximale ?

**Exercice 31** – Centrale 2016 (deux fois) [3/10]

Soit  $X$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{N}$ .

1. Rappeler la définition de la fonction génératrice d'une telle variable aléatoire.

Dans la suite, on suppose :  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$ .

Donner la valeur de  $G_X(t)$ .

2. Montrer :

$$\forall t \geq 1 \quad \forall a \in \mathbb{R}, \quad \mathbb{P}(X \geq a) \leq \frac{G_X(t)}{t^a}.$$

3. En déduire :  $\mathbb{P}(X \geq 2\lambda) \leq \left(\frac{e}{4}\right)^\lambda$

4. Comparer avec une majoration obtenue via l'inégalité de Bienaymé-Tchebychev.

## 4 Diverses modélisations

**Exercice 32** – CCINP 2022 [6/10] - Perla E.-K.

On dispose d'une urne contenant trois jetons numérotés de 1 à 3, et on réalise des tirages avec remise. On note respectivement  $Y$  et  $Z$  le nombre de tirages nécessaires pour obtenir deux (respectivement trois) tirages différents.

1. Déterminer la loi de  $Y$  puis celle de  $Y - 1$ . En déduire l'espérance de  $Y$ .
2. Déterminer la loi du couple  $(Y, Z)$ .
3. En déduire la loi de  $Z$  et son espérance.

**Exercice 33** – Mines 2017 (deux fois) [8/10]

Dans une urne, il y a  $N$  boules, dont  $r \in \llbracket 1, N \rrbracket$  blanches ; les  $N - r$  autres étant noires. On tire des boules sans remise, et  $X$  désigne le numéro du tirage permettant de tirer la dernière boule blanche.

1. Pour  $r = 1$  et  $r = N$ , reconnaître la loi de  $X$  ; donner son espérance.
2. On suppose maintenant :  $1 < r < N$ .

Montrer que pour  $k \in X(\Omega)$  (à déterminer),  $\mathbb{P}(X = k) = \frac{\binom{k-1}{r-1}}{\binom{N}{r}}$ .

3. Trouver une relation entre  $\binom{p}{q}$  et  $\binom{p-1}{q-1}$ . En déduire l'espérance de  $X$ .

**Exercice 34** – CCP 2016 [3/10]

Dans un casino, un joueur tire un nombre  $N \in \mathbb{N}^*$ , avec  $\mathbb{P}(N = n) = \frac{1}{2^n}$ . Si  $N$  est pair alors il gagne  $N$  jetons et sinon il perd  $N$  jetons.

1. Quelle est la probabilité de gagner ?
2. Quelle est l'espérance de gain ?

**Exercice 35** – Mines 2016 [8/10]

Un institut de sondage appelle  $n$  personnes par vagues successives : à chaque vague, il rappelle tous ceux n'ayant pas déjà répondu. On note  $X_k$  le nombre de personnes répondant au  $k$ -ème appel ; on a donc  $0 \leq X_k \leq n - (X_1 + \dots + X_{k-1})$ .

À chaque appel, une personne répond avec probabilité  $p \in ]0, 1[$  constante.

1.  $X_1$  et  $X_2$  sont-elles indépendantes ?
2. Déterminer les lois de  $X_1$  et  $X_2$ .
3. Donner la loi de  $X_k$ .
4. De façon indépendante de ce qui précède, déterminer la loi de  $Y_k = X_1 + \dots + X_k$ .
5. Vérifier la cohérence à l'aide des espérances.

**Exercice 36** – *Politique nataliste [4/10]*

Dans un village/une région/une ville/un pays, les couples font des enfants tant qu'ils n'ont pas eu de garçon<sup>2</sup>. À chaque naissance, la probabilité d'avoir une fille (resp. un garçon) est de  $1/2$  (on exclut les naissances de jumeaux, qui compliquent la vie!).

1. Déterminer les lois du nombre d'enfants ( $E$ ), de filles ( $F$ ) et de garçons ( $G$ ) par couple.
2. Déterminer les espérances des trois variables aléatoires  $E$ ,  $F$  et  $G$ .
3. Déterminer l'espérance de la proportion (par couple) du nombre de garçons dans l'ensemble des enfants.

**Exercice 37** – *Problème d'ascenseur [4/10]*

On se donne  $m$  et  $n$  dans  $\mathbb{N}^*$ . On munit l'ensemble  $E$  des applications de  $\llbracket 1, m \rrbracket$  dans  $\llbracket 1, n \rrbracket$  de la « probabilité uniforme ». Pour  $f \in E$ , on définit  $X(f)$  le cardinal de  $f(\llbracket 1, m \rrbracket)$ . Calculer  $E(X)$ .

*C'est l'espérance du nombre d'arrêts d'un ascenseur amenant  $m$  personnes à leur étage, dans un immeuble à  $n$  étages.*

## 5 Divers

**Exercice 38** – *Centrale 2022 [5/10] - Daphnée P.*

1. Soit  $U$  une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{N}$ . Montrer :

$$\mathbb{E}(U) = \sum_{j=1}^{+\infty} \mathbb{P}(U \geq j)$$

2. Soient  $X_1, \dots, X_n$  des variables aléatoires à valeurs dans  $\mathbb{N}$ , indépendantes, toutes de même loi.

On note  $F_k = \sum_{i=0}^k \mathbb{P}(X_1 = i)$  pour tout entier  $k \in \mathbb{N}$ , ainsi que  $M_n = \max(X_1, \dots, X_n)$ . Calculer  $\mathbb{P}(M_n \leq k)$  en fonction de  $n$  et  $F_k$ .

3. On lance  $n$  fois un dés à 6 faces non pipé. Calculer la probabilité pour que le maximum soit 3.

**Exercice 39** – *Centrale 2022 [2/10] - John D.*

*Énoncé très partiel (seulement la première question...) :*

On suppose que  $X$  suit une loi de Rademacher :  $\mathbb{P}(X = 1) = \mathbb{P}(X = -1) = 1/2$ . Montrer :

$$\forall u \in \mathbb{R}, \quad \mathbb{E}(e^{uX}) \leq e^{u^2/2}$$

**Exercice 40** – *TPE 2017 [7/10]*

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires indépendantes deux à deux, avec pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$  :  $X_n \hookrightarrow \mathcal{B}(p)$ , avec  $p \in ]0, 1[$  fixé. On note pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$  :  $Y_k = X_k + X_{k+1}$ .

1. (a) Calculer l'espérance et la variance de  $Y_k$ , pour tout  $k \in \mathbb{N}^*$ .  
(b) Soient  $k, \ell$  tels que  $k < \ell$ . Calculer  $\text{Cov}(Y_k, Y_\ell)$ .

2. Montrer :

$$\forall \varepsilon > 0, \quad \mathbb{P}\left(\left|\frac{Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n}{n} - 2p\right| \geq \varepsilon\right) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$$

**Exercice 41** – *Mines 2017 [5/10]*

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  une suite de variables aléatoires mutuellement indépendantes suivant toutes une loi de Bernoulli de paramètre  $p \in ]0, 1[$ . On dit qu'on a un « doublet au rang  $n$  » lorsque  $X_n = X_{n+1} = 1$ , et on note  $p_n$  la probabilité d'avoir le premier doublet au rang  $n$ .

---

2. Après quoi ils n'ont plus de temps, d'énergie, de volonté pour faire d'autres enfants !



1. On note  $q_n$  la probabilité d'avoir au moins un doublet à un rang  $\leq n$ . Montrer :

$$q_n = p_1 + p_2 + \cdots + p_n.$$

En déduire :

$$p_{n+3} = p^2 q \left( 1 - \sum_{k=1}^n p_k \right)$$

2. Donner une relation de récurrence vérifiée par la suite  $(p_n)_{n \geq 1}$ .
3. En déduire une expression de  $p_n$ , pour  $n \geq 1$ .

**Exercice 42 – ENSAM 2017 [8/10]**

$(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  est une suite de variables aléatoires mutuellement indépendantes suivant toutes une loi de Bernoulli de paramètre  $p \in ]0, 1[$ .

1. Déterminer la loi et la fonction génératrice de  $S_n = \frac{X_1 + X_2 + \cdots + X_n}{n}$ .
2. Calculer l'espérance et la variance de  $T_n = \frac{S_n - np}{\sqrt{npq}}$ .
3. Déterminer, pour  $x > 0$ , la limite lorsque  $n$  tend vers  $+\infty$  de  $\mathbb{E}(x^{T_n})$ .
4. Même chose avec  $\mathbb{E}(e^{ixT_n})$ .

**Exercice 43 – ENSAM 2016 [4/10]**

Soient  $X_1, \dots, X_n$  des variables de Bernoulli (de même paramètre  $p \in ]0, 1[$ ) mutuellement indépendantes.

On fixe  $P \in \text{GL}_n(\mathbb{R})$ , on définit  $D = \begin{pmatrix} X_1 & & (0) \\ & \ddots & \\ (0) & & X_n \end{pmatrix}$  et  $M = PDP^{-1}$ .

1. Déterminer la loi et l'espérance de  $\text{tr}(M)$  puis  $\det(M)$  et enfin  $\text{rg}(M)$ .
2. Déterminer la probabilité pour que les sous-espaces propres de  $M$  soient de même dimension.
3. Soit  $N \in \mathcal{M}_n(\mathbb{R})$  telle que  $N_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{si } j = i + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$   
Quelle est la probabilité pour que  $N + D$  soit diagonalisable ?

**Exercice 44 – TPE 2016 [2/10]**

Soit  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  une suite de variables aléatoires possédant chacune une espérance. On suppose :  $\mathbb{E}(X_n) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ .  
Prouver :

$$\mathbb{P}(X_n = 0) \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$$

**Exercice 45 – Cachan 2016 [2/10]**

Soient  $A$  et  $B$  deux variables aléatoires indépendantes qui suivent une loi géométrique. Déterminer la probabilité pour que toutes les solutions de l'équation  $y'' + (A - 1)y' + By = 0$  tendent vers 0 en  $+\infty$ .

**Exercice 46 – Cachan 2016 [3/10]**

On suppose :  $X_1 \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda_1)$ ,  $X_2 \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda_2)$  et  $Y$  prend ses valeurs dans  $\{-1, 1\}$ . On suppose de plus que  $X_1, X_2$  et  $Y$  sont mutuellement indépendantes. On pose  $p = \mathbb{P}(Y = -1)$  et on pose :  $M = \begin{pmatrix} X_1^2 & X_2^2 \\ YX_2^2 & X_1^2 \end{pmatrix}$ .

1. Déterminer la probabilité pour que  $M$  soit diagonalisable dans  $\mathcal{M}_2(\mathbb{R})$ .
2. Déterminer la probabilité pour que les valeurs propres de  $M$  soient réelles.

**Exercice 47 – Points fixes d’une permutation [6/10]**

On munit  $\Omega = \mathcal{S}_n$  de la probabilité uniforme ( $\mathbb{P}(A) = |A|/n!$ ) et on s’intéresse au nombre moyen  $\mathbb{E}(X)$  de points fixes d’une permutation  $\sigma$  :

$$\forall \sigma \in \mathcal{S}_n, \quad X(\sigma) = \text{Card}(\{i \in \llbracket 1, n \rrbracket; \sigma(i) = i\}).$$

On définit par ailleurs, pour  $i \in \llbracket 1, n \rrbracket$ ,  $X_i$  la fonction caractéristique de l’événement «  $\sigma(i) = i$  » :

$$\forall \sigma \in \mathcal{S}_n, \quad X_i(\sigma) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma(i) = i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

1. Montrer :  $\mathbb{E}(X_1) = \mathbb{P}(\sigma(1) = 1) = \frac{1}{n}$ .
2. Exprimer  $X$  à l’aide des  $X_i$  et en déduire l’espérance de  $X$ .
3. Calculer la variance de  $X$ .

**Exercice 48 – Un minimum [5/10]**

Soit  $X$  une variable aléatoire admettant un moment d’ordre 2 (bref : une variance). Montrer que pour tout réel  $m$ , on a :

$$\text{Var}(X) \leq \mathbb{E}((X - m)^2).$$

## 6 Indications

*Exercice 1* – Sommons en diagonale :  $\sum_{p+q=d} \frac{1}{p^2 + q^2} \geq \frac{1}{2d^2} \times d$  (il y a  $d$  termes) donc  $\sum_d \sum_{p+q=d} \frac{1}{p^2 + q^2}$  diverge donc la famille  $\left(\frac{1}{p^2 + q^2}\right)_{p,q \in \mathbb{N}^*}$  n’est pas sommable, et il en est alors de même de  $\left(\frac{1}{(p^2 + q^2)^\alpha}\right)_{p,q \in \mathbb{N}^*}$  pour  $\alpha \leq 1$  par minoration. Par contre pour  $\alpha > 1$  on peut *majorer* les sommes  $S_d$  sur chaque diagonale  $d$  par  $\frac{d}{d^{2\alpha}} = \frac{1}{d^{2\alpha-1}}$  or  $2\alpha - 1 > 1$ , donc  $\sum_d S_d$  converge et la famille  $\left(\frac{1}{(p^2 + q^2)^\alpha}\right)_{p,q \in \mathbb{N}^*}$  est sommable.

*Exercice 2* – Les deux théorèmes usuels d’interversion ne passent pas (quoique...), mais il s’agit ici d’une suite géométrique, donc on peut contrôler le reste par TCD, ce qui nous donne la première formule. Pour la seconde question, attention :  $\left(\frac{1}{(np)^k}\right)_{p,k \geq 1}$  n’est pas sommable mais  $\left(\frac{1}{(np)^k}\right)_{(p,k) \in \mathbb{N}^* \times (\mathbb{N} \setminus \{0,1\})}$  l’est !

*Exercice 3* – Pfffff....  $\Omega = \mathbb{N} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \{n\}$ , et puisque cette réunion est disjointe, la série  $\sum \mathbb{P}(\{n\})$  est convergente (cf axiomatique des espaces probabilisés) !

*Exercice 4* – En commençant par choisir les deux éléments de même image, puis cette image, puis en attribuant les deux dernières images, je trouve  $\binom{4}{2} \times 3 \times 2$ .

Pour les joueurs : évaluer le nombre de surjections de  $\llbracket 1, 5 \rrbracket$  dans  $\llbracket 1, 3 \rrbracket$ .

*Exercice 5* – Même principe que plus haut ! La probabilité est finalement :  $\frac{n \binom{n+1}{2} (n-1)!}{n^{n+1}}$ .

*Exercice 6* –  $\left(\frac{1}{2}\right)^2; \frac{1}{2}; \frac{1}{3}$ .

*Exercice 7* – La première paire est bicolore avec probabilité  $\frac{n^2}{\binom{2n}{2}} = \frac{n}{2n-1}$ . Ensuite, probabilités composées pour trouver finalement  $\frac{2^n n!^2}{(2n)!}$ .

*Exercice 8* –  $\frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n \left(\frac{k}{n}\right)^\alpha \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \int_0^1 t^\alpha dt = \frac{1}{\alpha+1}$ , ce qui est raisonnable pour  $\alpha = 1$ .

*Exercice 9* –  $p_1 = \frac{2}{5}$ ;  $p_2 = \left(\frac{2}{5}\right)^2 + \left(\frac{3}{5}\right)^2$  (deux pairs, ou deux impairs), et sur le même principe :  $p_{n+1} = \frac{2}{5}p_n + \frac{3}{5}(1-p_n)$ . Et paf la suite arithmético-géométrique...

*Exercice 10* – Je choisis la position des  $n$  « 1 ». Puis celle des  $n$  « 2 » parmi les  $5n$  positions restantes... À la fin beaucoup de factorielles se simplifient, et je divise par  $6^n$ . On finit avec Stirling.

*Exercice 11* –  $p_1 = \frac{1}{2}\frac{2}{5} + \frac{1}{2}\frac{4}{7}$  puis  $p_{n+1} = \frac{2}{5}p_n + \frac{4}{7}(1-p_n)$ , et on cherche  $\ell$  tel que  $\ell = -\frac{6}{35}\ell + \frac{4}{7}$ .

*Exercice 12* – « Tous » vs. « au moins un ». Le dernier ensemble peut se décrire, au choix, par « il existe des  $A_i$  qui sont vérifiés pour  $i$  arbitrairement grand » ou encore « il existe une infinité de  $A_i$  qui sont vérifiés ».

*Exercice 13* – Bayeserie sur les événements « le trésor a été placé » et « il n'est pas dans les  $N-1$  premiers coffres ».

*Exercice 14* – Calculer la probabilité  $p_k$  pour qu'après son  $k$ -ème tir, Franz soit déclaré vainqueur.

*Exercice 15* –  $p_{n+1} = (2p-1)p_n + 1-p$  : encore une suite arithmético géométrique ;  $p_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \frac{1}{2}$  (sans surprise).

*Exercice 16* –  $A = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$  et bien entendu (comme à l'exercice précédent) :  $X_n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} \begin{pmatrix} 1/3 \\ 1/3 \\ 1/3 \end{pmatrix}$

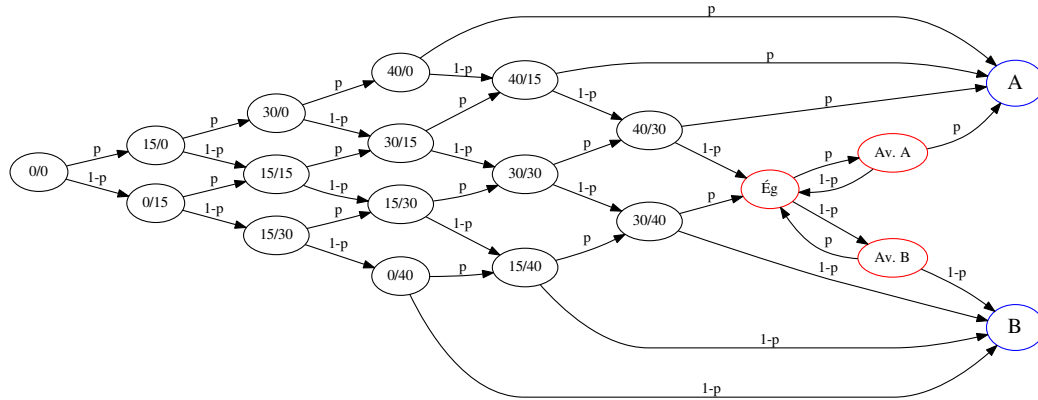
*Exercice 17* – Attention, les veaux font *également* MEUHHH. Mes statistiques sont formelles : ce fait semble assez peu connu.

*Exercice 18* – Notons  $p$  la probabilité pour que la taupe sorte à la première sortie rencontrée :  $p = \frac{1}{2} + \frac{1}{2}(1-p)$ ... On peut aussi s'intéresser aux suites de mouvements conduisant à la bonne sortie :

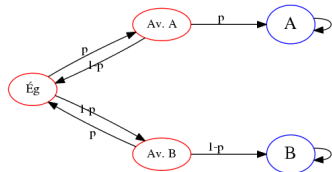
$$\{DGD, DG^3D, DG^5D, \dots\} \cup \{GDG, GD^3G, \dots\}$$

*Exercice 19* –  $A \cap \overline{B} = A \setminus (A \cap B)$  donc  $\mathbb{P}(A \cap \overline{B}) = \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap B) = \dots = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(\overline{B})$ .

*Exercice 20* – Observer le graphe suivant, prendre un air surpris puis pensif puis intelligent.



Plus précisément, on évalue d'abord facilement les probabilités pour que le score passe par les « scores simples » (ceux par lesquels on ne passe au plus qu'une fois). Ensuite, on peut évaluer la probabilité pour qu'on passe au moins une fois par une égalité. Sous cette hypothèse, on évalue les probabilités de passage aux différents scores après  $n$  coups supplémentaires grâce au graphe suivant :



et au calcul de 
$$\left( \begin{array}{ccccc} 0 & p & 1-p & 0 & 0 \\ 1-p & 0 & 0 & p & 0 \\ p & 0 & 0 & 0 & 1-p \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right)^n \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

*Exercice 21* – Attention, l'intersection n'est pas vide : elle est réduite au singleton  $\{1\}$ . Ensuite, il y a vaguement de la continuité décroissante, puis la convergence s'obtient via le logarithme, bien entendu. Pour terminer, le point clé est que les  $A_p$  sont mutuellement indépendants, donc leur complémentaires aussi ! On obtient finalement une formule due à Euler :

$$\zeta(s) = \prod_{k=1}^{\infty} \frac{1}{1 - \frac{1}{p_k^s}}.$$

Signalons enfin que le théorème des nombres premiers (non trivial !) dit :  $p_n \sim n \ln n$ .

*Exercice 22* – Intersection décroissante... et  $B = A$  est de probabilité nulle (on majore la probabilité de l'union par la somme des probabilités, et on est face à un reste de série convergente). La deuxième partie est plus délicate : on évalue la probabilité du complémentaire de l'union (qui est une union croissante), et on est ramené à des probabilités du type  $\prod_{n=k}^N (1 - \mathbb{P}(A_n))$  qui tend vers 0 lorsque  $N$  tend vers  $+\infty$ ... on va revoir ça à l'exercice suivant !

*Exercice 23* –  $Z$  (donc ses parties réelle et imaginaire aussi) est d'espérance nulle, et pour l'argument je trouve une espérance de  $\frac{n-1}{n}\pi$  qui me semble intuitivement raisonnable. La covariance est nulle... mais  $\mathbb{P}(\operatorname{Re}(X) = 1 \text{ et } \operatorname{Im}(Z) > 0)$  me semble nulle (enfin, dès que  $n \geq 3$ ) alors que...

*Exercice 24* –  $T_1 \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$  et plus généralement,  $T_n(\Omega) = \llbracket n, +\infty \rrbracket$ , avec pour tout  $k \geq n$  :

$$\mathbb{P}(T_n = k) = \binom{k-1}{n-1} p^n q^{k-n}$$

*J'ai obtenu ça en conditionnant par  $T_{n-1}$ , et à la tête du résultat, j'ai trouvé une preuve « bien meilleure » (ça arrive souvent...).*

En dérivant dans  $] -1, 1[$  le DSE de  $\frac{1}{1-t}$  j'obtiens (sans m'énervier et du premier coup...)  $\frac{1}{(1-t)^n} = \sum_{k=n}^{+\infty} \binom{k-1}{n-1} t^{k-n}$  puis  $\mathcal{G}_{T_n}(t) = \left( \frac{pt}{1-qt} \right)^n$  et enfin :  $\mathbb{E}(T_n) = \mathcal{G}'_{T_n}(1) = \frac{n}{p}$ , ce qui est raisonnablement intuitif (chaque attente du suivant étant indépendante de ce qui s'est passé avant...).

*Ici, on doit pouvoir montrer que  $T_1, T_2 - T_1, \dots, T_n - T_{n-1}$  sont indépendantes et suivent chacune une loi géométrique de paramètre  $p$ , vous ne pensez pas ? Ça expliquerait tout...*

*Exercice 25* – Évidemment,  $\mathbb{E}(Z_n) = (1-2p)^n \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 0$ . Il s'agit ensuite d'évaluer la probabilité pour qu'il y ait un nombre pair de  $k$  tels que  $X_k = -1$  (CNS pour avoir  $Z_n = 1$ ). Enfin, je trouve  $\mathbb{P}(Z_1 = 1 \text{ et } Z_2 = 1) = \mathbb{P}(Z_1 = 1)\mathbb{P}(Z_2 = 1)$  si et seulement si  $(1-p)((1-p)^2 + p^2) = (1-p)^2$ , ce qui donne la condition nécessaire d'indépendance :  $p = 1/2$ ; etc.

*Exercice 26* –  $(T_1 \leq T_2) = \bigcup_{k=1}^{\infty} (T_1 = k \text{ et } T_2 \geq k)$  puis (en retrouvant rapidement  $\mathbb{P}(T_2 \geq k) = q_2^{k-1}$ ) :  $\mathbb{P}(T_1 \leq T_2) = \frac{p_1}{1 - q_1 q_2}$ . En application numérique on trouvera  $\frac{31}{60}$ .

*Exercice 27* –  $0 \leq X \leq Z$ . Ensuite,  $\mathcal{G}_Z(t) = t\mathcal{G}_X(t)^2 = \frac{pt}{1-qt}$  donc  $\mathcal{G}_X(t) = \sqrt{p}(1-qt)^{-1/2}$ ; etc.

*Exercice 28* –  $Z \hookrightarrow \mathcal{G}(1-q^2)$ . Pour  $k \geq 0$  je trouve  $\mathbb{P}(W = k) = \frac{p^2 q^k}{1-q^2}$  (et par parité...). Toujours dans le cas  $i \geq 0$ , je trouve :

$$\mathbb{P}(Z = k \text{ et } W = i) = p^2 q^{2k+i-2} = \mathbb{P}(Z = k)\mathbb{P}(W = i)$$

*Exercice 29* – On écrira bien entendu  $(X = x) = \bigcup_{n=x}^{\infty} (X = x \text{ et } N = n)$  avant de passer aux probabilités... C'est surprenant, mais oui :  $X$  et  $Y$  sont bien indépendantes ! Ce ne serait évidemment pas le cas si  $X + Y$  était une constante...

*Exercice 30* –  $\mathbb{P}(X = n + 1) < \mathbb{P}(X = n)$  quand  $\lambda < n + 1$  (i.e.  $n \geq 4$ ) et  $\mathbb{P}(X = n + 1) > \mathbb{P}(X = n)$  quand  $n \leq 3$ , donc le maximum est pris en 4.

*Exercice 31* – Pour la première inégalité, et puisque  $t \geq 1$  implique  $t^n \geq t^a$  pour  $n \geq a$ , on a :

$$G_X(t) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(X = n)t^n \geq \sum_{n \geq a} \mathbb{P}(X = n)t^a = t^a \sum_{n \geq a} \mathbb{P}(X = n) = t^a \mathbb{P}(X \geq a).$$

Pour la deuxième, le minimum de  $t \mapsto t - 1 - 2 \ln(t)$  est pris en 2...

*Exercice 32* –  $Y - 1$  suit une loi géométrique (on attend un premier succès dans des expériences de Bernoulli indépendantes de probabilité de succès (obtenir autre chose que le premier numéro) est de  $2/3$ ). On a donc  $\mathbb{E}(Y) = 1 + 3/2$ . Ensuite, à  $Y = y$  fixé,  $Z - Y$  suit à nouveau une loi géométrique : on attend un succès dans une expérience de Bernoulli de probabilité de succès  $1/3$ .

*Exercice 33* – Les cas limites nous donnent respectivement une loi uniforme (espérance  $\frac{N+1}{2}$ ) et une loi constante (espérance  $N$ ). Si on regarde seulement les couleurs des  $N$  tirages (on les poursuit jusqu'à la fin), le résultat peut être vu comme une partie à  $r$  éléments parmi  $N$  (les positions des blanches).

J'obtiens finalement :  $\mathbb{E}(X) = r \frac{\binom{N+1}{r+1}}{\binom{N}{r}}$ , qui est cohérent avec les cas limites.

*Note : il m'a fallu quelques instants... puis un mini-calcul pour me convaincre que les  $\binom{N}{r}$  « colorisations » étaient équiprobables*

*Exercice 34* – Je trouve respectivement  $1/3$  et  $-2/9$ .

*Exercice 35* –  $X_k \hookrightarrow \mathcal{B}(n, q^{k-1}p)$  (conditionner selon  $X_{k-1}$  ; l'essentiel est compris quand on a traité  $X_2...$ ). On peut évaluer  $Y_k$  en pensant à la probabilité, pour une personne donnée de n'avoir jamais répondu au téléphone ; on trouve ainsi :  $Y_k \hookrightarrow \mathcal{B}(n, 1 - q^k)$

*Exercice 36* – Bien entendu,  $G$  est constante égale à 1. Pour  $k \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(F = k) = \frac{1}{2^k} \frac{1}{2} = \frac{1}{2^{k+1}}$  ( $F + 1 \hookrightarrow \mathcal{G}(1/2)$ ) et pour  $k \geq 1$ ,  $\mathbb{P}(E = k) = \mathbb{P}(F = k - 1) = \frac{1}{2^k}$  ( $E \hookrightarrow \mathcal{G}(1/2)$ ). On en déduit :  $\mathbb{E}(G) = 1$ ,  $\mathbb{E}(F) = 1/(1/2) - 1 = 1$  : il y a en moyenne une fille et un garçon par foyer ; et donc deux enfants en moyenne :  $\mathbb{E}(E) = 2$ . La dernière espérance demandée vaut :

$$\mathbb{E}(1/E) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k = -\ln(1 - 1/2) = \ln 2.$$

*Après avoir été un peu surpris, il n'y a rien de choquant à ce que la moyenne des inverses ne soit pas égale à l'inverse de la moyenne !*

*Exercice 37* – Relier  $X(f)$  aux  $X_i(f) = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in f([1, m]) \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

*Exercice 38* – On montre plus précisément que  $U$  possède une espérance si et seulement si la série du membre de droite est convergente. Pour cela, les familles sommables sont bien utiles, puisque dans  $[0, +\infty]$

on peut écrire en notant  $x_{i,j} = \begin{cases} \mathbb{P}(X = i) & \text{si } j \leq i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$  :

$$\mathbb{E}(U) = \sum_{i=1}^{+\infty} i \mathbb{P}(X = i) = \sum_{i=1}^{+\infty} \sum_{j=1}^{+\infty} x_{i,j} = \sum_{j=1}^{+\infty} \sum_{i=1}^{+\infty} x_{i,j} = \sum_{j=1}^{+\infty} \sum_{i=j}^{+\infty} x_{i,j} = \sum_{j=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X \geq j)$$

$M_n$  est  $\leq k$  si et seulement si  $X_1, \dots, X_n$  sont tous  $\leq k$  (événements indépendants). Enfin, je suis égal à 3 si et seulement si je suis  $\leq 3$  sans être  $\leq 2$ ...

*Exercice 39* – En décomposant en série entière les deux termes, il suffit ensuite de montrer que pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $(2n)! \geq 2^n n!$ .

*Exercice 40* – Je trouve (à vérifier...) :  $\text{Cov}(Y_k, Y_{k+1}) = pq(q-p)$  (la covariance est nulle si  $\ell \geq k+1$ ) sans réussir à me convaincre de la validité du signe dans les cas limites où  $p$  est proche de 0 ou 1, hélas. Je terminerais bien avec Bienaymé-Tchebychev.

*Exercice 41* – Je trouve  $p_{n+3} - p_{n+2} = -p^2 qp_n$ . Ensuite,  $X^3 - X^2 + p^2 q = (X-p)(X^2 + \dots)$ . Le candidat a été cuisiné sur les récurrences linéaires d'ordre 2, et la généralisation raisonnable à l'ordre 3.

*Exercice 42* –  $T_n$  est de moyenne nulle et d'écart type 1. Les limites sont celle attendues (par ceux qui savent !), à savoir  $e^{(\ln^2 x)/2}$  et  $e^{-x^2/2}$ , mais pour la deuxième limite je serais curieux de savoir comment l'auteur du sujet procède...

*Exercice 43* –  $\text{rg}(M) = \text{tr}(M) \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$ ,  $\det(M) \hookrightarrow \mathcal{B}(p^n)$ . Les sous-espaces propres ont même dimension si et seulement si on a tiré autant de 0 que de 1, ce qui est impossible si  $n$  est impair, et arrive avec probabilité  $\binom{n}{n/2} (p(1-p))^{n/2}$  si  $n$  est pair. Enfin, le spectre de  $D + N$  est celui de  $N$ , donc est inclus dans  $\{0, 1\}$ , donc  $N + D$  est diagonalisable si et seulement si  $(N + D)^2 = N + D$ ... ce qui est impossible (poser le début du calcul, plutôt que de faire ces yeux ronds en lisant ce corrigé!).

*Exercice 44* – Pfff...  $\mathbb{E}(X_n) \geq \sum_{k=1}^{+\infty} \mathbb{P}(X_n = k) = 1 - \mathbb{P}(X_n = 0)!$

*Exercice 45* – Les deux solutions de l'équation caractéristique ont leur partie réelle strictement négative si et seulement si c'est la cas de leur somme, c'est-à-dire :  $1 - A < 0$ . Ici,  $\mathbb{P}(A > 1) = 1 - p$ .

*Exercice 46* – Déjà,  $M$  est symétrique réelle avec probabilité  $1-p$ . Il reste ensuite à estimer la probabilité pour que  $\begin{pmatrix} X_1^2 & X_2^2 \\ -X_2^2 & X_1^2 \end{pmatrix}$  soit diagonalisable (resp. : à spectre dans  $\mathbb{R}$ ) ; il me semble que c'est la même condition, à savoir :  $X_2 = 0$  (sinon, le polynôme caractéristique n'a pas de racine réelle).

*Exercice 47* – Chaque  $X_i$  suit une loi de Bernoulli de paramètre  $p = \mathbb{P}(\sigma(i) = i) = \frac{1}{n}$  (dénombrement), or  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ , donc, même si ces variables ne sont pas indépendantes, on a :  $\mathbb{E}(X) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \frac{n}{n} = 1$ .

*Exercice 48* – C'est fondamentalement du Pythagore ! Partir de  $X - m = (X - \mathbb{E}(X)) + (\mathbb{E}(X) - m)$ , mettre au carré et « espérer »...