

---

# Chapitre 15. Variables aléatoires réelles II - V.A. Discrètes

Ce second chapitre sur les variables aléatoires généralise les propriétés énoncées pour des variables aléatoires finies à des variables aléatoires discrètes et présente les variables aléatoires discrètes usuelles.

## 1 Variables aléatoires discrètes - généralités

Dans tout le chapitre, on considère un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  (a priori) infini. Certaines définitions et propriétés ont déjà été mentionnées dans le Chapitre 14.

**Définition 1.** Une variable aléatoire  $X$  est dite **discrète** si ses valeurs peuvent s'écrire sous la forme d'une liste indexée par  $\mathbb{N}$  (ou une partie de  $\mathbb{N}$ )

$$X(\Omega) = \{x_0, x_1, x_2, x_3, \dots\} = \{x_i : i \in \mathbb{N}\}.$$

*Exemple.* On lance une pièce jusqu'à l'obtention du premier *Pile*. Alors, la variable aléatoire  $X$  qui compte le nombre de lancers nécessaires est une variable aléatoire discrète, elle prend ses valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ .

☞ Notant  $\{x_i : i \in \mathbb{N}\}$  les valeurs prises par  $X$ , la famille d'évènement  $\{(X = x_i) : i \in \mathbb{N}\}$  forme un s.c.e et en particulier

$$\sum_{i=0}^{+\infty} P(X = x_i) = 1.$$

La loi d'une variable aléatoire discrète est la donnée de la suite des couples  $\{(x_i, P(X = x_i)) : i \in \mathbb{N}\}$ . La définition de fonction de répartition ne change pas

$$F_X(t) = P(X \leq t) \quad (t \in \mathbb{R}).$$

On insiste une fois de plus sur le lien entre la loi de  $X$  et sa fonction de répartition, qu'on présente à nouveau via la proposition suivante.

**Proposition 1.** Soit  $X$  une variable aléatoire discrète. On suppose que les valeurs de  $X$  sont rangées dans l'ordre croissant

$$x_0 < x_1 < x_2 < x_3 < \dots$$

Alors, pour tout entier  $k \geq 2$ ,

$$P(X = x_k) = F_X(x_k) - F(x_{k-1}).$$

**Remarque 1.** Sous les hypothèses de la proposition, la fonction  $F_X$  est constante sur chaque intervalle  $[x_k, x_{k+1}[$ . La fonction  $F_X$  est donc *constante par morceaux* et présente des *sauts* en chaque point  $x_k$ . L'amplitude du saut en  $x_k$  est égale à  $P(X = x_k)$ .

## 2 Espérance

**Définition 2.** Soit  $X$  une variable aléatoire discrète, de loi  $(x_k, p_k)_{k \in \mathbb{N}}$ . On dit que  $X$  admet une *espérance* si la série  $\sum p_k x_k$  est **absolument convergente**. Auquel cas, cette espérance se note  $E(X)$  et vaut

$$E(X) = \sum_{k=0}^{+\infty} p_k x_k.$$

**Exercice 1.** On lance une pièce équilibrée une infinité de fois et on note  $X$  le numéro du premier lancer qui a donné face. Montrer que  $X$  admet une espérance et calculer  $E(X)$ .

**Exercice 2.** Une urne contient une boule blanche et une boule noire. On effectue des tirages successifs. Si on tire une boule noire, on s'arrête; si on tire une boule blanche, on la remet dans l'urne avec une autre boule blanche. Soit  $X$  la v.a égale au rang d'obtention de la boule noire. La v.a.  $X$  admet-elle une espérance?

Comme pour les variables aléatoires finies, on a les propriétés suivantes pour l'espérance.

**Proposition 2** (Linéarité de l'espérance).

Soient  $X$  et  $Y$  deux variables aléatoires discrètes et  $a \in \mathbb{R}$ .

- si  $X$  et  $Y$  admettent une espérance, alors il en est de même de  $X + Y$  et  $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ ;
- si  $X$  admet une espérance, alors il en est de même de  $aX$  et  $E(aX) = aE(X)$ .

**Proposition 3** (Positivité de l'espérance).

Soient  $X$  une variable aléatoire discrète admettant une espérance. Si  $X \geq 0$ , alors  $E(X) \geq 0$ .

**Théorème 1** (Théorème de transfert). Soit  $X$  une variable aléatoire discrète. Soit  $(x_k, p_k)_{k \in \mathbb{N}}$  la loi de  $X$ . Soit  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction. Alors, si la série  $\sum f(x_k) p_k$  est absolument convergente,  $f(X)$  admet une espérance et

$$E(f(X)) = \sum_{k=0}^{+\infty} f(x_k) p_k.$$

## 3 Moments d'ordre $r$ - Variance

**Définition 3.** Soit  $r \in \mathbb{N}^*$  et soit  $X$  une variable aléatoire discrète, de loi  $\{(x_k, p_k)\}$ . On dit que  $X$  admet un **moment d'ordre  $r$**  si la série de terme général  $x_k^r p_k$  est absolument convergente. Auquel cas, le moment d'ordre  $r$  de  $X$  se note  $m_r(X)$  et vaut

$$m_r(X) = E(X^r).$$

☞ Le moment d'ordre 1 n'est autre que l'espérance  $E(X) = m_1(X)$ .

**Proposition 4.** Soit  $X$  une variable aléatoire discrète et soit  $r, s \in \mathbb{N}^*$  tels que  $r \leq s$ . Si  $X$  admet un moment d'ordre  $s$ , alors  $X$  admet un moment d'ordre  $r$ .

La preuve est présentée sous la forme de l'exercice suivant.

**Exercice 3.** Soient  $r$  et  $s$  deux entiers supérieurs ou égaux à 1 tels que  $r \leq s$ .

(1) Montrer que, pour tout  $x$  réel,

$$|x|^r \leq 1 + |x|^s.$$

- (2) Montrer que, si une variable aléatoire discrète  $X$  admet un moment d'ordre  $s$ , alors elle admet aussi un moment d'ordre  $r$ .

**Définition 4.** On dit qu'une variable aléatoire discrète admet une **variance** si elle admet un moment d'ordre 2. Auquel cas, la variance est définie par

$$V(X) = E((X - E(X))^2)$$

et on peut également définir l'**écart-type** par

$$\sigma(X) = \sqrt{V(X)}.$$

☞ La Proposition 4 assure qu'une variable aléatoire admettant une variance admet également une espérance.

☞ Comme dans le cas des variables aléatoires finies, on a une autre formule pour calculer la variance, lorsque la v.a. admet un moment d'ordre 2:

$$V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = m_2(X) - m_1(X)^2.$$

**Exercice 4.** Montrer que si une v.a. admet un moment d'ordre 2 et que sa variance est nulle, alors elle est quasi-certaine.

**Proposition 5.** Si une v.a. discrète  $X$  admet une variance, alors, pour tous réels  $a, b \in \mathbb{R}$ , la v.a.  $aX + b$  admet une variance et  $V(aX + b) = a^2V(X)$ .

☞ Toujours comme dans le cadre des v.a. finies, mais sous réserve d'exister, une v.a. est dite *centrée* si son espérance est nulle et *réduite* si sa variance vaut 1. Si  $X$  admet un moment d'ordre 2, la v.a.

$$X^* = \frac{X - E(X)}{\sigma(X)}$$

est appelée v.a. *centrée-réduite* associée à  $X$ .

## 4 Lois discrètes usuelles

### 4.1 Loi géométrique $\mathcal{G}(p)$

Soit  $p \in [0, 1]$ . On dit que  $X$  suit la **loi géométrique** de paramètre  $p$ , ce qui se note  $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$ , si  $X(\Omega) = \mathbb{N}^*$  et si

$$\forall k \in \mathbb{N}^*, \quad P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}.$$

**Exercice 5.** Démontrer que la formule ci-dessus définit bien une loi de probabilité.

☞ La loi géométrique intervient lorsqu'on répète à l'infini et de façons indépendantes la même expérience de Bernoulli de paramètre  $p$  et qu'on **attend** le premier succès. On utilise souvent la terminologie de *temps d'attente*.

*Exemple.* On lance une infinité de fois un dé équilibré et on note  $X$  le numéro du premier lancer qui donne "6". Alors  $X \hookrightarrow \mathcal{G}(1/6)$ .

**Proposition 6.** Si  $X \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$ , alors

$$E(X) = \frac{1}{p}, \quad \text{et} \quad V(X) = \frac{1 - p}{p^2}.$$

**Exercice 6.** Un concierge rentre chez lui après sa journée de travail. Il dispose, sur son trousseau, de  $n$  clés dont une seule ouvre la porte de son domicile, mais, fatigué, il ne se souvient plus laquelle. Il essaie les clés les unes après les autres en éliminant après chaque essai la clé qui n'a pas convenu. On note  $X$  la variable aléatoire comptant le nombre d'essais nécessaires à l'ouverture de la porte.

- (1) Quelle est la loi de  $X$ ? Quel est le nombre moyen d'essais nécessaires pour trouver la bonne clé ?

- (2) Il s'avère en fait la soirée était bien arrosée et que le concierge est également sous l'emprise de l'alcool, en plus de la fatigue. Après chaque essai, il remet la clé qu'il vient d'essayer dans le trousseau. Quelle est maintenant la loi suivie par  $X$ ? Que vaut son espérance?

**Exercice 7.** On suppose qu'à la naissance, la probabilité d'avoir un garçon est la même que celle d'avoir d'une fille. On suppose que tous les couples font des enfants jusqu'à avoir un garçon et s'arrêtent ensuite.

On souhaite évaluer la proportion de garçons au sein d'une génération. On note alors  $X$  le nombre d'enfants d'un couple et  $P$  la proportion correspondante de garçons.

- (1) Exprimer  $P$  en fonction de  $X$ .
- (2) Déterminer la loi de  $X$ .
- (3) Montrer que

$$E(P) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2^{-k}}{k}.$$

## 4.2 Loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$

Soit  $\lambda > 0$ . On dit que  $X$  suit **loi de Poisson** de paramètre  $\lambda$ , ce qui se note  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$ , si  $X(\Omega) = \mathbb{N}$  et si

$$\forall k \in \mathbb{N}, \quad P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}.$$

**Exercice 8.** Démontrer que la formule ci-dessus définit bien une loi de probabilité.

☞ La loi de Poisson est aussi appelée *loi des évènements rares*, parce que  $P(X = k)$  décroît très vite vers 0 lorsque  $k$  tend vers  $+\infty$ .

*Exemple.* En pratique, on considère que le nombre d'appels téléphoniques, dans un intervalle de temps fixé et sur un poste fixé, suit une loi de Poisson.

**Proposition 7.** Si  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$ , alors

$$E(X) = \lambda, \quad \text{et} \quad V(X) = \lambda.$$

**Exercice 9.** On considère une entreprise de construction produisant des objets sur deux chaînes de montage  $A$  et  $B$  qui fonctionnent indépendamment l'une de l'autre. Pour une chaîne donnée, les fabrications des pièces sont indépendantes. On suppose que  $A$  produit 60% des objets et  $B$  produit 40% des objets. La probabilité qu'un objet construit par la chaîne  $A$  soit défectueux est 0.1 alors que la probabilité pour qu'un objet construit par la chaîne  $B$  soit défectueux est 0.2.

- (1) On choisit au hasard un objet provenant de l'une ou l'autre des chaînes de fabrication. Cet objet est défectueux. Calculer la probabilité qu'il provienne de la chaîne  $A$ .
- (2) On suppose que le nombre d'objets produit par la chaîne  $A$  en une heure est une variable aléatoire  $Y$  qui suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda = 20$  et on note  $X$  la variable aléatoire comptant le nombre de ces objets qui sont défectueux.
  - (a) Calculer, pour  $n$  et  $k$  entiers naturels,  $P([X = k] \cap [Y = n])$ .
  - (b) En déduire que  $X$  suit une loi de Poisson de paramètre 2.

**Exercice 10.** On tire un nombre entier  $X$  au hasard et on suppose que  $X \hookrightarrow \mathcal{P}(a)$  (avec  $a > 0$ ). Si  $X$  est impair, Josette gagne et reçoit  $X$  euros de José. Si  $X$  est pair et supérieur ou égal à 2, c'est José qui reçoit  $X$  euros de Josette. Si  $X = 0$ , la partie est nulle. On note  $p$  et  $q$  les probabilités respectives que Josette ou José gagnent.

- (1) En calculant  $p + q$  et  $p - q$ , déterminer  $p$  et  $q$ .
- (2) Déterminer les espérances de gain de chaque joueur.

## 5 Autres exercices

### Exercice 11. (Loi de Pascal)

On lance une pièce de monnaie dont la probabilité de tomber sur pile vaut  $p$ . On note  $X$  la variable aléatoire correspondant au nombre de lancers nécessaires pour obtenir  $r$  fois pile. Quelle est la loi de  $X$ ?

**Exercice 12.** Tous les jours, José fait le trajet entre son domicile et son travail. Un jour sur deux, il dépasse la vitesse autorisée. Un jour sur dix, un contrôle radar est effectué. On suppose que ces deux événements (dépassement de la vitesse limite et contrôle radar) sont indépendants, et que leur survenue un jour donné ne dépend pas de ce qui se passe les autres jours. Si le radar enregistre son excès de vitesse, Rémi perd un point sur son permis de conduite. On note  $X_i$  le nombre de points perdus le jour  $i$ .

(1) Soit  $x \in ]-1; 1[$  et  $r \in \mathbb{N}$ . Montrer que

$$\sum_{n \geq r} n(n-1) \cdots (n-r+1)x^{n-r} = \frac{r!}{(1-x)^{r+1}}.$$

- (2) Pour  $n \geq 1$ ,  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . Que représente  $S_n$ ? Donner sa loi, son espérance, sa variance.  
 (3) En tant que jeune conducteur, José ne dispose que de 6 points sur son permis. On note  $T$  le nombre de jours de validité de son permis dans le cas où celui-ci lui est retiré. Sinon, on définit  $T = 0$ . Quelle est la loi de  $T$ ? Son espérance?

### Exercice 13. (D'après EML 2004)

Une urne contient des boules blanches, des boules rouges et des boules vertes.

- La proportion de boules blanches est  $b$ .
- La proportion de boules rouges est  $r$ .
- La proportion de boules vertes est  $v$ .

En particulier,

$$0 < b < 1, \quad 0 < r < 1, \quad 0 < v < 1 \quad \text{et} \quad b + r + v = 1.$$

On effectue des tirages successifs avec remise et on s'arrête au premier changement de couleur. On note  $X$  la variable aléatoire égale au nombre de tirages effectués.

- (1) Préciser les valeurs possibles de  $X$ .  
 (2) Montrer que, pour tout entier  $k \geq 2$ ,

$$P(X = k) = (1-b)b^{k-1} + (1-r)r^{k-1} + (1-v)v^{k-1}.$$

- (3) Montrer que la variable aléatoire  $X$  admet une espérance et que

$$E(X) = \frac{1}{1-b} + \frac{1}{1-r} + \frac{1}{1-v} - 2.$$

### Exercice 14. (D'après EML 2010)

Une gare dispose de deux guichets. Trois clients notés  $C_1, C_2, C_3$  arrivent en même temps. Les clients  $C_1$  et  $C_2$  se font servir tandis que le client  $C_3$  attend puis effectue son opération dès que l'un des deux guichets se libère.

On définit  $X_1, X_2, X_3$  les variables aléatoires égales à la durée de l'opération des clients  $C_1, C_2, C_3$  respectivement. Ces durées sont mesurées en minutes et arrondies à l'unité supérieure ou égale. On suppose que les variables aléatoires  $X_1, X_2, X_3$  suivent la loi géométrique de paramètre  $p, p \in ]0; 1[$  et qu'elles sont indépendantes. On note  $q = 1 - p$ .

On note  $A$  l'événement, : " $C_3$  termine en dernier son opération". On se propose de calculer la probabilité de  $A$ . On remarque que l'événement  $A$  est égal à l'événement

$$((\min(X_1, X_2) + X_3) > \max(X_1, X_2)).$$

- (1) Rappeler la loi de  $X_1$  ainsi que son espérance  $E(X_1)$  et sa variance  $V(X_1)$ . On définit la variable aléatoire  $\Delta$  par  $\Delta = |X_1 - X_2|$ .
- (2) Calculer la probabilité  $P(\Delta = 0)$ .
- (3) Soit  $n$  un entier naturel non nul.
  - (a) Justifier que

$$P(X_1 - X_2 = n) = \sum_{k=1}^{+\infty} P(X_2 = k) P(X_1 = n + k).$$

- (b) En déduire que

$$P(\Delta = n) = 2 \frac{pq^n}{1+q}.$$

- (4) (a) Montrer que  $\Delta$  admet une espérance  $E(\Delta)$  et la calculer.
- (b) Montrer que

$$E((X_1 - X_2)^2) = 2V(X_1).$$

En déduire que  $\Delta$  admet une variance  $V(\Delta)$  et la calculer.

- (5) Montrer que l'événement  $A$  est égal à l'événement  $(X_3 > \Delta)$ .
- (6) (a) En déduire que

$$P(A) = \sum_{k=0}^{+\infty} P(\Delta = k) P(X_3 > k).$$

- (b) Exprimer  $P(A)$  à l'aide de  $p$  et  $q$ .

### Exercice 15. (D'après EDHEC 2006)

#### Partie 1 : Étude d'une variable discrète sans mémoire.

Soit  $X$  une variable aléatoire discrète, à valeurs dans  $\mathbb{N}$  telle que, pour tout entier  $m \in \mathbb{N}$ ,  $P(X \geq m) > 0$ . On suppose également que  $X$  vérifie, pour tous entiers  $m, n \in \mathbb{N}$ ,

$$P_{(X \geq m)}(X \geq n + m) = P(X \geq n).$$

On pose  $P(X = 0) = p$  et on suppose que  $p > 0$ .

- (1) On pose  $q = 1 - p$ . Montrer que  $P(X \geq 1) = q$ . En déduire que  $0 < q < 1$ .
- (2) Montrer que, pour tous entiers  $m, n \in \mathbb{N}$ ,

$$P(X \geq n + m) = P(X \geq m)P(X \geq n).$$

- (3) Pour tout entier  $n$ , on pose  $u_n = P(X \geq n)$ .
  - (a) Utiliser la relation obtenue à la deuxième question pour montrer que la suite  $(u_n)$  est géométrique.
  - (b) Pour tout entier  $n$ , exprimer  $P(X \geq n)$  en fonction de  $n$  et de  $q$ .
  - (c) Établir que

$$\forall n \in \mathbb{N}, P(X = n) = P(X \geq n) - P(X \geq n + 1).$$

- (d) En déduire que, pour tout entier  $n$ , on a  $P(X = n) = q^n p$ .
- (4) (a) Reconnaître la loi suivie par la variable  $X + 1$ .
- (b) En déduire  $E(X)$  et  $V(X)$ .

## Partie 2 : Taux de panne d'une variable discrète.

Pour toute variable aléatoire  $Y$  à valeurs dans  $\mathbb{N}$  et telle que, pour tout entier  $n$ ,  $P(Y \geq n) > 0$ , on définit le *taux de panne* de  $Y$  à l'instant  $n$ , noté  $\lambda_n$  par

$$\lambda_n = P_{(Y \geq n)}(Y = n).$$

- (1) (a) Montrer que, pour tout entier  $n$ ,

$$\lambda_n = \frac{P(Y = n)}{P(Y \geq n)}.$$

- (b) En déduire que, pour tout entier  $n$ ,

$$1 - \lambda_n = \frac{P(Y \geq n+1)}{P(Y \geq n)}.$$

- (c) Établir alors que, pour tout entier  $n$ ,  $0 < \lambda_n < 1$ .  
 (d) Montrer par récurrence sur  $n \in \mathbb{N}^*$ , que

$$P(Y \geq n) = \prod_{k=0}^{n-1} (1 - \lambda_k).$$

- (2) (a) Montrer que, pour tout entier  $n \geq 1$ ,

$$\sum_{k=0}^{n-1} P(Y = k) = 1 - P(Y \geq n).$$

- (b) En déduire que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(Y \geq n) = 0.$$

- (c) Montrer que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{n-1} -\ln(1 - \lambda_k) = +\infty.$$

- (d) Conclure quant à la nature de la série de terme général  $\lambda_n$ .

## Partie 3 : Caractérisation des variables dont la loi est du type de celle de $X$ .

- (1) Déterminer le taux de panne de la variable  $X$  dont la loi a été trouvée à la question 3 d) de la Partie 1.
- (2) On considère une variable aléatoire  $Z$ , à valeurs dans  $\mathbb{N}$ , et vérifiant :  $\forall n \in \mathbb{N}, P(Z \geq n) > 0$ . On suppose que le taux de panne de  $Z$  est constant, c'est-à-dire que l'on a :  $\forall n \in \mathbb{N}, \lambda_n = \lambda$ .
- (a) Montrer que  $0 < \lambda < 1$ .
- (b) Pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}$ , déterminer  $P(Z \geq n)$  en fonction de  $\lambda$  et  $n$ .
- (c) Conclure que les seules variables aléatoires  $Z$  à valeurs dans  $\mathbb{N}$ , dont le taux de panne est constant et telles que pour tout  $n$  de  $\mathbb{N}, P(Z \geq n) > 0$ , sont les variables dont la loi est du type de celle de  $X$ .

### Exercice 16. (Extrait DM n°20, Printemps-Été 2016)

Un joueur  $A$  dispose d'une pièce qui a la propriété de faire *Pile* avec la probabilité  $1/3$ . Un joueur  $B$  dispose d'une pièce qui, elle, a la propriété de faire *Pile* avec la probabilité  $p \in ]0, 1[$ .

Les résultats des lancers de ces pièces seront toujours supposés indépendants.

### Partie A - Un premier duel de pièces

Dans cette partie, on effectue le jeu suivant: les joueurs  $A$  et  $B$  lancent leur pièce simultanément jusqu'à ce qu'au moins une des deux pièces donne *Pile*.

Si  $A$  et  $B$  ont fait *Pile* simultanément, le jeu s'arrête sans que personne n'ait gagné d'argent.

Sinon, le premier à obtenir *Pile* s'arrête et l'autre continue ses lancers jusqu'à obtenir *Pile* également et paye un euro à son adversaire à chacun des lancers de cette série "en solitaire".

On note  $X$  la variable aléatoire égale au nombre de lancers effectués par le joueur  $A$  et  $Y$  la variable aléatoire égale au nombre de lancers effectués par le joueur  $B$  et  $Z = Y - X$ .

- (1) Déterminer les lois de  $X$  et  $Y$ . Justifier que ces deux variables aléatoires admettent chacune une espérance et une variance qu'on précisera.
- (2) (a) Montrer que

$$E(Z) = \frac{1 - 3p}{p}.$$

- (b) Montrer que

$$P(Z = 0) = \sum_{k=1}^{+\infty} P(X = k)P(Y = k) = \frac{p}{1 + 2p}.$$

- (c) Soit  $n \in \mathbb{N}^*$ . Montrer que

$$P(Z = n) = \frac{p}{1 + 2p}(1 - p)^n.$$

- (d) En déduire  $P(Z < 0)$  puis interpréter les événements  $(Z = 0)$ ,  $(Z > 0)$ ,  $(Z < 0)$ .
- (e) Que se passe-t-il si  $p = 1/3$ ? Commenter.

### Partie B - Un autre jeu de pièces

On procède ensuite au nouveau jeu suivant: les joueurs  $A$  et  $B$  lancent leur pièce  $N$  fois de suite (avec  $N \in \mathbb{N}^*$ ); le joueur  $B$  paye un euro à  $A$  à chaque fois que les pièces n'affichent pas le même résultat. On note  $H_N$  la variable aléatoire égale à la somme payée par le joueur  $B$  au joueur  $A$ .

- (1) En utilisant la fonction `rand()`, écrire, sous `SciLab`, une fonction `lancer_simultane()` qui simule ce lancer et renvoie 0 si les résultats de  $A$  et  $B$  sont identiques et 1 s'ils sont différents.
- (2) Calculer la probabilité que les lancers de  $A$  et de  $B$  soient différents.
- (3) Montrer que  $H_N$  suit une loi classique que l'on détaillera.

### Exercice 17. (D'après ESSEC II 2016)

On étudie les propriétés asymptotiques d'une variable aléatoire  $X$  à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ .

- (1) (a) Montrer que pour tout entier naturel  $j$  non nul,

$$P(X = j) = P(X > j - 1) - P(X > j).$$

- (b) Soit  $p$  un entier naturel non nul. Montrer que

$$\sum_{j=1}^p jP(X = j) = \sum_{j=0}^{p-1} P(X > j) - pP(X > p).$$

- (2) (a) On suppose que  $X$  admet une espérance  $E(X) = \mu$ .
  - (i) Justifier la convergence de la série de terme général  $kP(X = k)$ .
  - (ii) Montrer que :

$$\lim_{p \rightarrow +\infty} \sum_{k=p+1}^{+\infty} kP(X = k) = 0.$$



(iii) En déduire que

$$\lim_{p \rightarrow +\infty} pP(X > p) = 0.$$

(iv) Montrer que la série de terme général  $\Pr(X > j)$  converge.

(v) Montrer que

$$\mu = \sum_{j=0}^{+\infty} P(X > j).$$

(b) On suppose que  $\sum_{j=0}^{+\infty} P(X > j)$  converge.

(i) Déterminer le sens de variation de la suite  $(v_p)_{p \geq 1}$  définie par

$$v_p = \sum_{j=0}^{p-1} P(X > j).$$

(ii) Comparer  $\sum_{j=1}^p jP(X = j)$  et  $\sum_{j=0}^{+\infty} P(X > j)$ .

(iii) En déduire que  $X$  admet une espérance.

(c) Conclure des questions précédentes que  $X$  admet une espérance si et seulement si la série de terme général  $\Pr(X > j)$  converge.

(3) On suppose dans cette question qu'il existe un réel  $\alpha$  strictement positif tel que pour tout entier naturel  $j$  on ait

$$P(X > j) = \frac{1}{(j+1)^\alpha}. \quad (*)$$

(a) Légitimer que  $(*)$  définit bien une loi de probabilité d'une variable aléatoire à valeurs dans  $\mathbb{N}^*$ .

(b) Montrer que  $X$  admet une espérance si et seulement si  $\alpha$  est strictement supérieur à 1.

(c) Montrer que pour tout entier naturel  $j$  non nul

$$P(X = j) = \frac{1}{j^\alpha} \left( 1 - \frac{1}{(1 + \frac{1}{j})^\alpha} \right).$$

(d) (i) Étudier les variations de  $f : x \mapsto 1 - (1+x)^{-\alpha} - \alpha x$  sur  $[0, 1]$ .

(ii) Montrer que pour tout entier naturel  $j$  non nul,

$$P(X = j) \leq \frac{\alpha}{j^{1+\alpha}}.$$

(e) Montrer, en utilisant le résultat de (c), que

$$\lim_{j \rightarrow +\infty} j^{\alpha+1} P(X = j) = \alpha.$$

(f) Montrer que  $X$  admet une variance si et seulement si  $\alpha > 2$ .