

Soit  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  un espace probabiliste.

1 Variables aléatoires discrètes

1) Nombres variables aléatoires discrètes.

Définition 1: Une variable aléatoire discrète sur  $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$  est une n.a.  $X$  telle que  $\{X = x\}$  soit un ensemble négligeable au dénominateur.

Exemple 2: On peut modéliser un tirage à ruleau ou face par une n.a.  $X: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  vérifiant  $\mathbb{P}(X=1) = p$  et  $\mathbb{P}(X=0) = 1-p$ .

Définition 3: La loi d'une n.a. discrète  $X$  est la probabilité image  $\mathbb{P}_X = \{\mathbb{P}_x\}_{x \in \mathcal{A}}$  i.e.  $\mathbb{P}_X: \mathcal{A} \subset \Omega \mapsto \mathbb{P}(X=x) \in [0, 1]$ .

Proposition 4: Si la loi d'une n.a. discrète  $X$  est donnée par les probabilités atomiques  $\mathbb{P}_X = \{\mathbb{P}_x\}_{x \in \mathcal{A}}$  i.e pour tout  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ ,  $\mathbb{P}(X \in A) = \sum_{x \in A} \mathbb{P}_x$ .

Exemple 5: Donnons la loi discrète  $X$  et  $Y$  pour avoir la même loi mais être égale. Ainsi  $X: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  vérifiant  $\mathbb{P}(X=1) = \frac{1}{2}$  et  $Y: \Omega \rightarrow \{-1, 0, 1\}$  vérifiant  $\mathbb{P}(Y=0) = \frac{1}{2} = \mathbb{P}(Y=1)$  et  $\mathbb{P}(Y=-1) = 0$ ,  $X$  et  $Y$  ont même loi et  $X \neq Y$ .

Exemple 6: Un athlète dont réalise une recommandation. Il réalise de gagner la m-ième fois  $P_m = 1/m$ . On note  $X$  le numéro de la dernière fois franchie avec succès

$X$  est définie r.s. i.e l'athlète l'arrête  $n$

2) Lois classiques

Définition 7: Une n.a.  $X$  suit la loi de Bernoulli de paramètre  $p \in [0, 1]$ , notée  $X \sim B(p)$ , lorsque  $\{X = 1\} = \{\Omega, 1\} = \{\Omega, X=1\} = 1-p$ . Elle modélise une expérience n'ayant que deux issues possibles, nulles et échec.

Exemple 8: Pour tout  $\lambda \in \mathbb{R}$ ,  $M_\lambda \sim B(\mathbb{P}(\lambda))$ . Soit  $\lambda$  une n.a. nulle.  $X = M_{\lambda \cdot \mathbb{I}_{[0,1]}} \sim B(\mathbb{P}(\lambda \cdot \mathbb{I}_{[0,1]}))$

Proposition 9: Les lois de Bernoulli sont exactement les distributions d'ensembles.

Définition 10: Une n.a.  $X$  suit une loi uniforme sur  $E$  un ensemble fini  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ ,  $\mathbb{P}(X=x_i) = 1/n \quad \forall x_i \in E, \mathbb{P}(X=x)=0$

Exemple 11: On lance  $n$  fois une pièce équilibrée. Le nombre de rule obtenue suit  $B(n, \frac{1}{2})$

Définition 12: Une n.a.  $X$  suit une loi géométrique, notée  $K(n)$ , si  $\forall k \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}(X=k) = p(1-p)^{k-1}$

Exemple 13: On lance une pièce équilibrée jusqu'à obtention du premier rule. Le nombre de lancers effectués suit  $G(1)$ .

Définition 16: Soit  $X \sim G(n)$ . Alors  $X$  vérifie la propriété de moindre-nombre :  $\forall k, l \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(X > k \mid X > l) = \mathbb{P}(X > k)$ .

C'est la seule loi discrète vérifiant cette propriété.

Exemple 17: Si l'on lance 5 fois une pièce équilibrée, le nombre de rule obtenu suit  $G(5)$ .

Définition 18: On dit que  $X$  suit une loi de Poisson, notée  $P(\lambda)$ , si  $\forall n \in \mathbb{N}$ ,  $\mathbb{P}(X=n) = \frac{\lambda^n e^{-\lambda}}{n!}$ .

Remarque 19: Elles permettent de modéliser de nombreux phénomènes où l'on décrit une intensité de temps en intervalles indépendants petits. Par exemple, le nombre de clients se présentant à une caisse durant un temps  $T$ .

Proposition 20: Soit  $X \sim P(\lambda)$ . Alors  $\mathbb{P}(X \text{ impair}) < \mathbb{P}(X \text{ pair})$

## II Espérance et fonction génératrice

### 1) Espérance et moment

Définition 21: Soit  $X$  une r.a. discrète avec  $X(\omega) = p_{\omega}, \forall \omega \in \Omega$ .

Si la série  $\sum_{\omega \in \Omega} p_{\omega} (\omega = x_k)$  converge, on dit que  $X$  admet une

espérance, notée  $E(X)$ , définie par:  $E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} x_{\omega} p_{\omega} (\omega = x_k)$ .

Exemple 22: Si  $X \sim B(n)$  alors  $E(X) = n$

. Si  $X \sim B(m)$  alors  $E(X) = mp$ . Si  $X \sim C(n)$  alors  $E(X) = \frac{1}{n}$

. Si  $X \sim P(\lambda)$  alors  $E(X) = \lambda$ .

Théorème 23: (de Kantoroff)

Soit  $X$  une r.a. discrète de  $\Psi: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  une fonction

Si  $n$ -a  $\Psi(\Omega)$  admet une espérance  $m$ :  $\sum_{\omega \in \Omega} \Psi(\omega) p(\omega = \Omega)$  converge

alors  $\sum_{\omega \in \Omega} \Psi(\omega) p(\omega = \Omega) = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi(x_k) p(X = k)$ .

Exemple 24: Si  $X \sim P(\lambda)$  alors  $E(\lambda(X + \lambda)) = \frac{1 - e^{-\lambda}}{\lambda}$ .

Définition 25: On définit le moment d'ordre  $n \in \mathbb{N}$  comme l'espérance de  $X^n$ , si elle existe.

Remarque 26: Si moment d'ordre 1 est  $E(X)$ .

Théorème 27: Si  $X$  est une r.a. discrète admettant un moment d'ordre  $n > 2$ , alors  $X$  admet des moments d'ordre 1, 2, ...,  $n$ .

Définition 28: On dit qu'une r.a. discrète  $X$  admet une variance si elle admet un moment d'ordre 2. On définit

la variance comme  $Var(X) = E((X - E(X))^2)$ .

Proposition 29: Si  $X$  admet une variance alors  $Var(X) = E(X^2) - E(X)^2$ .

Exemple 30: Si  $X \sim B(n)$ , alors  $Var(X) = np(1-p)$ .

$X \sim B(m) \rightarrow Var(X) = mp(1-p)$   $X \sim C(n) \rightarrow Var(X) = \frac{n-p}{n^2}$

$X \sim P(\lambda) \rightarrow Var(X) = \lambda$ .

Définition 31: On appelle écart-type de  $X$  admettant une

variance la quantité  $\sigma_x = \sqrt{Var(X)}$ .

Remarque 32: L'écart-type mesure la tendance qu'a  $X$  de s'éloigner de sa moyenne.

Théorème 33: (Inégalité de Markov)

Soit  $X$  une r.a. discrète et positive admettant une variance.

Pour tout  $a > 0$ , on a:  $P(|X - E(X)| > a) \leq \frac{Var(X)}{a^2}$ .

Corollaire 34: (Inégalité de Bernoulli - Tchebychev)

Soit  $X$  une r.a. discrète admettant une variance.

Pour tout  $\epsilon > 0$ , on a:  $P(|X - E(X)| > \epsilon) \leq \frac{Var(X)}{\epsilon^2}$

Application 35: Soit  $X \sim P(\lambda)$ . Alors:  $P(X \leq \frac{\lambda}{2}) \leq \frac{e^{-\lambda}}{\lambda}$  et  $P(X \geq \lambda) \leq \frac{1}{\lambda}$

### 2) Fonction génératrice

Définition 36: On appelle fonction-générale d'une r.a.  $X$  à valeur dans  $\mathbb{N}$  la fonction  $\theta \mapsto G_X(\theta) = E(\theta^X)$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} \theta^k p(X = k).$$

définie sur  $[0, 1]$ .

Remarque 37: Si la loi de  $X$  est à support fini, alors  $G_X$  est un polynôme.

Théorème 38: Si deux r.a.  $X$  et  $Y$  sont indépendantes, alors on a:  $G_{X+Y} = G_X G_Y$ .

Exemple 39:  $X \sim B(n) \Rightarrow G_X(\theta) = (1-\theta)^n + \theta^n$ .  $X \sim P(\lambda) \Rightarrow G_X(\theta) = \frac{\theta^\lambda}{e^{\lambda(\theta-1)}}$

Théorème 40:  $G_X$  est de classe  $C^\infty$  et pour tout  $n \in \mathbb{N}$ ,  $D^n(G_X(\theta)) = \frac{G_X^{(n)}(0)}{n!}$ . En particulier, la fonction génératrice résultante la loi.

Application 41: Une norme de  $m$  r.a. de loi  $B(n)$  multipliée par  $B(m, n)$ .

Application 42: Si  $X \sim MN$ ,  $Y \sim P(M)$  et  $X, Y$  indépendantes, alors  $X + Y \sim P(X+Y)$

Exemple 43) Quelle que soit la façon dont on rajoute des termes, la somme de ces termes ne peut pas suivre une loi uniforme sur  $(\mathbb{R}_{+}, \mathcal{A}(\mathbb{R}))$ .

Théorème 44:  $\mathbb{E}(X) < +\infty$  si et seulement si  $X$  admet une densité à gauche en  $a$ . Dans ce cas,  $G'(a) = \mathbb{E}(X)$ .

### III Comportements asymptotiques

#### 1) Borel-Cantelli et ses applications

Définition 45: Soit  $(A_n)$  une suite d'événements de  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ . On définit:  $\liminf A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m = \{A_n \text{ i.o.}\}$

Théorème 46 (Lemme de Borel-Cantelli)  $\text{DEV A} + \mathbb{P} + 49.$   
Soit  $(A_n)$  une suite d'événements de  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ .

i)  $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < +\infty$  alors  $P(A_{n \text{ i.o.}}) = 0$

ii) Si les  $A_n$  sont indépendants et  $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty$ , alors

$$P(A_{n \text{ i.o.}}) = 1.$$

Exemple 47: Soit  $(X_n)$  une suite de r.v. à densité,  $(a_n) \in \mathbb{N}^*$  telles que  $\sum a_n$  et  $\sum P(X_n = a_n)$  convergent. Alors  $\sum X_n$  est

r.v. convergente.

Application 48: Soit  $(X_n)$  une suite de r.v. à densité  $X$ .

Pour  $\epsilon > 0$ , on note  $A_n(\epsilon) = \{X_n - X \geq \epsilon\}$ . Supposons que pour tout  $\epsilon > 0$ , la série  $\sum P(A_n(\epsilon))$  converge. Alors  $X \stackrel{a.s.}{\rightarrow} X$ .

Application 49: Si  $n$  croît par de probabilité  $P$  sur  $(\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N}))$  alors que pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P}(\text{multiple de } n) = \frac{1}{n}$

1) Convergence en loi et TCL

Définition 50: Soient  $(X_n)$  une r.v. et  $X$  une r.v. On dit que  $X_n$  converge en loi vers  $X$  si on note  $X_n \xrightarrow{D} X$ ,  $n \in \mathbb{N}$  pour toute fonction continue bornée  $\phi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  on a:  $\mathbb{E}(\phi(X_n)) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}(\phi(X))$

Théorème 51: (L'ordre limite)  $\text{DEV A} + 53$

Soit  $(X_n)$  une suite de r.v. à loi admettant un moment d'ordre 2. Alors  $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{E}(X_n) \xrightarrow{a.s.} M(X)$

Exemple 52: Si  $X_n \sim B(n)$  alors pour tout  $a < b$ ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(a \leq \frac{X_1 + \dots + X_n - nb}{\sqrt{nb(n-1)}} \leq b\right) = \int_a^b \frac{e^{-\frac{x^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} dx.$$

(Théorème de Hervé-Laplace)

Application 53:  $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^n \frac{n^k}{k!} = \frac{1}{2}$

APP  
REZ  
LED  
KUR

ANAL  
RobBaub  
Lederer  
Kunzmann

Problèmes du non-problème  
Exercice de méthodes  
Problèmes  
De l'ordre aux problèmes