

Leçon 264 : Variables aléatoires discrètes. Exemples et applications.

Dans cette leçon, $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ désigne un espace probabilisé.

1 Définition et premières propriétés

Définition 1. Une variable aléatoire réelle X définie sur Ω est une application $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ mesurable, c'est à dire, pour tout $a \leq b \in \mathbb{R}$, on a $X^{-1}([a, b]) \in \mathcal{F}$.

Définition 2. Une variable aléatoire (réelle) discrète sur (Ω, \mathcal{F}) est une variable aléatoire X telle que $X(\Omega)$ est un ensemble réel fini ou dénombrable. On notera $X(\Omega) = \{x_k, k \in K\}$ où $K = \{1, \dots, n\}$ ou $K = \mathbb{N}$.

1.1 Loi d'une variable aléatoire discrète

Définition 3. La loi d'une variable aléatoire est la probabilité image $\mathbb{P}_X = \mathbb{P} \circ X^{-1}$. Décrire la loi de X c'est donc décrire $\mathbb{P}(X \in A)$ pour les boréliens A de \mathbb{R} . Dans le cas d'une variable aléatoire discrète, sa loi est caractérisée par les probabilités atomiques $p_k = \mathbb{P}(X = x_k)$.

Exemple 4. On considère une Urne constituée de n boules numérotées de 1 à n . On tire au hasard une de ces boules et on note X la variable aléatoire qui associe le numéro de la boule tirée. X est alors une variable aléatoire discrète telle que $p_k = \frac{1}{n}$ pour tout k . On dit que X suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$.

Exemple 5. Soit X une v.a.d, et $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$. Alors $Y = f(X)$ est une v.a.d et $\mathbb{P}(Y = k) = \sum_{l \in f^{-1}(\{k\})} \mathbb{P}(X = l)$.

Définition 6. Si X est une v.a.r, la Fonction de répartition de X est l'application :

$$F : \begin{array}{ll} \mathbb{R} & \rightarrow [0, 1] \\ x & \rightarrow \mathbb{P}(X \leq x) \end{array}$$

Exemple 7. Si X est à valeur dans \mathbb{Z} , alors $\mathbb{P}(X \leq t) = \sum_{k \leq \lfloor t \rfloor} \mathbb{P}(X = k)$.

Proposition 8. Soit X une variable aléatoire réelle de fonction de répartition F .

(i) F est croissante sur \mathbb{R} , continue à droite.

(ii) $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ et $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$

(iii) F est continue en x SSI $\mathbb{P}(X = x) = 0$. Dans le cas contraire, on obtient : $\mathbb{P}(X = x) = \lim_{y \rightarrow x^+} F(y) - \lim_{y \rightarrow x^-} F(y)$.

(iv) F caractérise la loi de X .

1.2 Moments

Définition 9. Soit X une variable aléatoire discrète. si la série $\sum |x_k| p_k$ converge, on dit que X est d'espérance finie et dans ce cas, on note $\mathbb{E}[X] = \sum_{k=0}^{+\infty} x_k p_k$ son espérance.

Exemple 10. Si X suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$, alors $\mathbb{E}[X] = \frac{n+1}{2}$.

Proposition 11. Soient X et Y des v.a.d.

(i) L'espérance est linéaire.

(ii) si $X \leq Y$, alors $\mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[Y]$

(iii) si $X \geq 0$ et $\mathbb{E}[X] = 0$, alors $X = 0$ p.s.

(iv) $|\mathbb{E}[X]| \leq \mathbb{E}[|X|]$.

Théorème 12 (Théorème de transfert). Soit X une v.a.d et $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ une fonction. La variable aléatoire $f(X)$ est d'espérance finie SSI $\sum_k f(x_k) p_k$ converge absolument

et dans ce cas, $\mathbb{E}[f(X)] = \sum_{k=0}^{+\infty} f(x_k) p_k$.

Définition 13. Soit X une v.a.d d'espérance finie telle que X^2 est d'espérance finie. On dit alors que X est de variance finie et on appelle variance de X la quantité : $Var(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$.

Exemple 14. Si X suit une loi uniforme sur $\{1, \dots, n\}$, alors $Var(X) = \frac{n^2-1}{12}$

Proposition 15 (Inégalité de Markov). Soit X une variable aléatoire positive. Alors pour tout $t > 0$, $\mathbb{P}(X \geq t) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{t}$.

Corollaire 16 (Inégalité de Bienaymé Tchebychev). Soit X une v.a.r, alors pour tout $t > 0$, $\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| \geq t) \leq \frac{Var(X)}{t^2}$.

1.3 Indépendance

Définition 17. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.r (avec N fini ou dénombrable), on dit qu'elles sont indépendantes si pour toute partie finie $I \subset \mathbb{N}$ et pour toute suite $(B_i)_{i \in I}$ de boréliens, on a :

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i \in B_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i \in B_i).$$

Proposition 18. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une famille de v.a.d (avec N fini ou dénombrable), alors elles sont indépendantes SSI pour toute partie finie $I \subset \mathbb{N}$ et pour tout $x_i \in X_i(\Omega)$, on a :

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{i \in I} \{X_i = x_i\}\right) = \prod_{i \in I} \mathbb{P}(X_i = x_i).$$

Exemple 19. Si X et Y sont indépendantes à valeurs dans \mathbb{Z} , alors pour tout $k \in \mathbb{Z}$, on a $\mathbb{P}(X + Y = k) = \sum_{s \in \mathbb{Z}} \mathbb{P}(X = s) \mathbb{P}(Y = k - s)$

2 Lois Classiques

Définition 20. On considère une expérience aléatoire n'ayant que deux issues possibles appelées succès et échec (épreuve de Bernoulli). Soit $0 < p < 1$, on associe au succès la probabilité p et à l'échec la probabilité $1 - p$. On note X la variable aléatoire qui vaut 1 en cas de succès et 0 sinon. On dit alors que X suit la loi de Bernoulli de paramètre p et on écrit $X \rightsquigarrow \mathcal{B}(p)$.

Exemple 21. Soit A un événement de Ω , alors la v.a $\mathbf{1}_A$ suit la loi de Bernoulli de paramètre $\mathbb{P}(A)$.

Application 22. Soient $u_1, \dots, u_d \in \mathbb{R}^d$, muni de la structure euclidienne, des vecteurs de norme au plus 1. Soient $p_1, \dots, p_d \in [0, 1]$ et $\omega = \sum_{i=1}^d p_i u_i$. Alors il existe $\epsilon_1, \dots, \epsilon_d \in \{0, 1\}$ tels que $\left\| \omega - \sum_{i=1}^d \epsilon_i u_i \right\| \leq \frac{\sqrt{d}}{2}$.

Définition 23. On modélise une expérience consistant à la réalisation de n épreuves de Bernoulli de même loi $\mathcal{B}(p)$. On note X le nombre de succès. (Par exemple on lance n fois une pièce ayant pour probabilité p de tomber sur pile (succès)). X peut prendre les valeurs $1, \dots, n$ et $\mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$. On dit alors que X suit la loi Binomiale de paramètre n, p et on note $X \rightsquigarrow \mathcal{B}(n, p)$.

Application 24 (DEV 1). Soit $f \in \mathcal{C}^0([0, 1])$, on lui associe le n -ème polynôme de Bernstein : $B_n(f)(x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} f\left(\frac{k}{n}\right) x^k (1 - x)^{n-k}$. Alors on a :

(i) $\|B_n(f) - f\|_\infty \leq C \omega_f \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$, où ω_f est le module de continuité de f .

(ii) Il existe une fonction lipschitzienne f telle que $\|B_n(f) - f\|_\infty \geq C_0 \omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$.

Définition 25. On considère la même succession d'épreuves de Bernoulli qu'avant, cette fois-ci, on se donne une infinité dénombrable de tirage, et on note X le numéro du premier succès obtenu. X est alors une v.a.d à valeurs dans \mathbb{N}^* et pour tout k dans \mathbb{N}^* , $\mathbb{P}(X = k) = (1 - p)^{k-1} p$. On dit alors que X suit la loi géométrique de paramètre p et on note $X \rightsquigarrow \mathcal{G}(p)$.

Définition 26. Soit $\lambda > 0$. On dit qu'une v.a.d X suit une loi de Poisson de paramètre λ si $X(\Omega) = \mathbb{N}$ et si pour tout $k \in \mathbb{N}$, $\mathbb{P}(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$. On note $X \rightsquigarrow \mathcal{P}(\lambda)$.

Proposition 27. Soit $(p_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de réels tels que $0 < p_n < 1$ pour tout $n \in \mathbb{N}$ et vérifiant $\lim_{n \rightarrow +\infty} n p_n = \lambda$. On note X_n une v.a de loi $\mathcal{B}(n, p_n)$. Alors pour tout $k \in \mathbb{N}$, $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$.

3 Caractérisation de loi

3.1 Étude des variables à valeurs dans \mathbb{N}

Définition 28. Soit X une v.a à valeurs dans \mathbb{N} , on définit la fonction génératrice de X par $G(t) = G_X(t) = \sum_{k=0}^{+\infty} p_k t^k$.

Remarque 29. $G_X(t)$ vaut également $\mathbb{E}[t^X]$ lorsque la série converge absolument.

Théorème 30. (i) Le rayon de convergence de G vaut au moins 1, et G est bien défini sur $[-1, 1]$, de classe \mathcal{C}^∞ sur $] -1, 1[$.

(ii) $G(1) = 1$ et les dérivées de G sont positives sur $[0, 1]$ (en particulier, G y est croissante et convexe). De plus, $p_n = \frac{G^{(n)}(0)}{n!}$ pour tout entier $n \in \mathbb{N}$.

(iii) La fonction génératrice G de X caractérise la loi de X .

(iv) X est d'espérance finie SSI G est dérivable à gauche en 1 et dans ce cas, $\mathbb{E}[X] = G'(1)$.

(v) X est de variance finie SSI G est deux fois dérivable à gauche en 1 et dans ce cas, $\text{Var}(X) = G''(1) + G'(1) - G'(1)^2$.

Proposition 31. Si X et Y sont deux v.a indépendantes à valeurs dans \mathbb{N} , alors $G_{X+Y} = G_X G_Y$.

Application 32. On ne peut pas truquer deux dés de sorte que la somme des 2 dés suive une loi uniforme sur $\{2, \dots, 12\}$.

Corollaire 33. Soient λ et μ deux réels strictement positifs, $X \rightsquigarrow \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \rightsquigarrow \mathcal{P}(\mu)$ avec X indépendant de Y , alors $X + Y \rightsquigarrow \mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

Théorème 34. Soit $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a indépendantes et de même loi à valeurs dans \mathbb{N} . Soit N une v.a dans \mathbb{N} indépendante des X_i . On note $S = \sum_{k=0}^N X_k$, alors : $G_S = G_N \circ G_{X_1}$.

Application 35. Si $N \rightsquigarrow \mathcal{P}(\lambda)$ et $X_1 \rightsquigarrow \mathcal{B}(p)$, alors $S \rightsquigarrow \mathcal{P}(\lambda p)$.

Application 36 (Processus de Galton Watson **DEV 2**). On se donne X une variable aléatoire sur \mathbb{N} et (X_k^n) une suite double de v.a indépendantes et de même loi que X . On pose

$$\begin{cases} Z_0 &= 1 \\ Z_{n+1} &= \sum_{k=0}^{Z_n} X_k^n \end{cases}$$

On suppose que les X_k^n ont une espérance finie et on note $m = \mathbb{E}[X]$. On note $G(t) =$

$$G_X(t) = \sum_{k=0}^{+\infty} p_k t^k, \text{ avec } p_0 > 0; 0 < p_0 + p_1 < 1. \text{ On s'intéresse à la probabilité}$$

d'extinction, pour cela, on pose $x_n = \mathbb{P}(Z_n = 0)$. On a alors :

(i) Si on note $G_n = G_{Z_n}$, on a $G_n = G \circ \dots \circ G$ (n -fois).

(ii) $(x_n)_n$ converge vers α qui est le plus petit point fixe dans $[0, 1]$ de G .

(iii) $\alpha = 1$ si $m \leq 1$.

(iv) $0 < \alpha < 1$ si $m > 1$.

Application 37 (Division cellulaire). On prend X qui est la loi $\mathbb{P}(X = 2) = p = 1 - \mathbb{P}(X = 0)$. Alors on a avec les notations précédentes : $\alpha = \min\left(1, \frac{1-p}{p}\right)$

3.2 Étude des variables à valeurs dans \mathbb{Z}

Définition 38. Si X est une v.a.d à valeur dans \mathbb{Z} , sa fonction caractéristique est $\phi_X(t) = \mathbb{E}[e^{itX}] := \mathbb{E}[\cos(tX)] + i\mathbb{E}[\sin(tX)]$.

Exemple 39. Soit $\alpha > 0$. Alors ϕ_X est α -périodique SSI $\mathbb{P}(X \in \frac{2\pi}{\alpha}\mathbb{Z}) = 1$.

Remarque 40. Si X est une v.a.d à valeurs dans \mathbb{N} , alors $\phi_X(t) = G_X(e^{it}) \forall t \in [-1, 1]$.

Proposition 41. Si X est un v.a.d à valeur dans \mathbb{Z} , alors pour tout $n \in \mathbb{Z}$ on a : $\mathbb{P}(X = n) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \phi_X(t) e^{-int} dt$.

Corollaire 42. ϕ_X caractérise la loi de X .

Définition 43. On se donne une suite $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ de v.a indépendantes à valeurs dans $\{-1, 1\}$ telles que $\mathbb{P}(X_k = 1) = p$. Pour tout $n \in \mathbb{N}$, on pose $S_n = \sum_{k=0}^n X_k$. Ceci définit une suite de v.a.d $(S_n)_n$ à valeurs dans \mathbb{Z} . Cette suite est appelée marche aléatoire simple sur \mathbb{Z} .

Exemple 44. Soit $(X_k)_{k \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a indépendantes et de même loi, avec $\mathbb{P}(X_k = 1) = \mathbb{P}(X_k = -1) = \frac{1}{2}$, et $(S_n)_n$ définie comme précédemment. Alors :

$\mathbb{P}(S_{2n} = 0) = \frac{2}{\pi} W_{2n}$ où W_{2n} désigne l'intégrale de Wallis $\int_0^{\frac{\pi}{2}} \cos(\theta)^{2n} d\theta$. On en déduit que $\mathbb{P}(S_{2n} = 0) \sim \frac{1}{\sqrt{\pi n}}$.

4 Convergence en loi

Définition 45. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.r sur $(\Omega_n, \mathcal{F}_n, \mathbb{P}_n)$, et X une v.a.r sur $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$, on dit que X_n tend en loi vers X si $\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(t) = F_X(t)$ en tout point t où

F_X est continue. On note $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$

Exemple 46. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de v.a de loi $\mathcal{G}(\frac{p}{n})$ où $p > 0$. Alors $\frac{1}{n} X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ avec $X \geq 0$ et $F_X(t) = 1 - e^{-pt} \forall t \geq 0$ (On dit alors que X suit la loi exponentielle de paramètre p)

Théorème 47. Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de v.a.d et X une v.a.d qui sont à valeurs dans un ensemble discret, alors :

$$\begin{aligned} X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X &\iff \mathbb{P}(X_n = x_k) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \mathbb{P}(X = x_k) \text{ pour tout } k \in K. \\ &\iff G_{X_n}(t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} G_X(t) \text{ pour tout } t \in [0, 1[\text{ (si } X \text{ est à valeur dans } \mathbb{N}). \end{aligned}$$

Application 48 (Théorème des événements rares). Soit $(X_{n,k})_{n,k \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires indépendantes de loi $\mathcal{B}(p_{n,k})$, où $p_{n,k} \in]0, 1[$. On note $S_n = \sum_{k=1}^n X_{n,k}$ et on suppose que $\sum_{k=0}^n p_{n,k} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \lambda$ et que $\max_{1 \leq k \leq n} p_{n,k} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 0$. Alors $S_n \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{P}(\lambda)$.

Théorème 49 (Théorème limite central). Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite de variables aléatoires indépendantes, de même loi, et admettant une variance finie $\sigma^2 > 0$. On note $m = \mathbb{E}[X_1]$ et on pose $S_n = X_1 + \dots + X_n$. Alors on a : $\frac{S_n - nm}{\sigma\sqrt{n}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$.

Exemple 50. Si $X_n \rightsquigarrow \mathcal{B}(n, p)$ alors $\frac{X_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$. Si $Y_n \rightsquigarrow \mathcal{P}(na)$ où $a > 0$, alors $\frac{Y_n - na}{\sqrt{na}} \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$.

Application 51 (Formule de Stirling). $n! \sim \sqrt{2\pi n} \left(\frac{n}{e}\right)^n$.

TABLE 1 – Lois classiques

Loi	Espérance	Variance	Fonction génératrice
$\mathcal{B}(p)$	p	$p(1-p)$	$1-p+pt$ sur \mathbb{R}
$\mathcal{B}(n, p)$	np	$np(1-p)$	$(1-p+pt)^n$ sur \mathbb{R}
$\mathcal{G}(p)$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$\frac{pt}{1-(1-p)t}$ sur $\left[-\frac{1}{1-p}, \frac{1}{1-p}\right]$
$\mathcal{P}(\lambda)$	λ	λ	$e^{\lambda(t-1)}$ sur \mathbb{R}

Développements

1. Polynômes de Bernstein [24]
2. Processus de Galton Watson [36] & [34]

Références

- [A] W.APPEL, *Probabilités pour les nom-probabilistes (2^e édition)*.
- [B] P.BARBE et M.LEDOUX, *Probabilité*.
- [G] O.GARET et A.KURTZMANN, *De l'intégration aux probabilités*.
- [Z] CI.ZUILY et H.QUEFFÉLEC, *Éléments d'analyse (2^e édition)*.