

Leçon 264 : Variables aléatoires discrètes. Exemples et applications.

On se donne un espace probabilisé $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$.

1 Définition et premières propriétés

Définition 1. On dit qu'une v.a. est discrète s'il existe une partie finie ou dénombrable $D \subseteq \mathbf{R}^d$ telle que $X(\Omega) = D$.

Théorème 2 (transfert). Soit X une v.a. discrète et $D \subseteq \mathbf{R}^d$ fini ou dénombrable tel que $X(\Omega) = D$. Soit $g : D \rightarrow \mathbf{R}$ mesurable, alors $g(X)$ est intégrable ssi $\sum_{x \in D} |g(x)| \mathbf{P}(X = x)$ est fini et alors :

$$\mathbf{E}[g(X)] = \sum_{x \in D} g(x) \mathbf{P}(X = x)$$

Définition 3. On dit des v.a. (X_n) sont indépendantes si pour toute partie finie $I \subseteq \mathbf{N}$ et pour tous boréliens $(B_i)_{i \in I}$, on a $\mathbf{P}(\bigcap_{i \in I} \{X_i \in B_i\}) = \prod_{i \in I} \mathbf{P}(X_i \in B_i)$.

Proposition 4. Soient (X_n) des v.a. discrètes, alors les (X_n) sont indépendantes ssi pour toute partie finie $I \subseteq \mathbf{N}$ et pour tous $x_i \in X_i(\Omega)$, $i \in I$, $\mathbf{P}(\bigcap_{i \in I} \{X_i = x_i\}) = \prod_{i \in I} \mathbf{P}(X_i = x_i)$.

Définition 5. Soit X une v.a. réelle. On appelle fonction de répartition de X la fonction $F_X : \mathbf{R} \rightarrow [0, 1]$ définie par $F_X(t) = \mathbf{P}(X \leq t)$.

Proposition 6. Soit X une v.a. réelle.

1. F_X est croissante, continue à droite en tout point et admet une limite à gauche en tout point.
2. $\lim_{-\infty} F_X = 0$ et $\lim_{+\infty} F_X = 1$.
3. F_X est continue en un point x ssi $\mathbf{P}(X = x) = 0$.

4. L'ensemble des points de discontinuité de F est au plus dénombrable.
5. F_X caractérise la loi : si $F_X = F_Y$ alors X et Y ont la même loi.

Application 7. Soient X_1, \dots, X_n des v.a. indépendantes avec X_i de loi $\mathcal{G}(p_i)$, $p_i \in]0, 1[$. Alors $\min(X_1, \dots, X_n)$ suit une loi géométrique de paramètre $1 - \prod_{i=1}^n (1 - p_i)$.

2 Lois usuelles

Définition 8.

1. On considère une épreuve de Bernoulli, c'est-à-dire une expérience aléatoire n'admettant que deux résultats possibles appelés succès et échec (de probabilités resp. p et $q = 1 - p$). La loi de Bernoulli de paramètre p , notée $\mathcal{B}(p)$, est la loi de la variable aléatoire qui prend la valeur 1 en cas de succès et 0 en cas d'échec.
2. On considère n épreuves de Bernoulli indépendantes de même paramètre p . La loi binomiale de paramètres n et p , notée $\mathcal{B}(n, p)$, est la loi de la variable aléatoire qui compte le nombre de succès obtenus.

$$\forall k \in \{0, \dots, n\}, \mathbf{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

Son espérance vaut np et sa variance $np(1 - p)$.

Application 9 (polynômes de Bernstein). Soit $f \in C([0, 1])$, on lui associe le n -ième polynôme de Bernstein :

$$B_n[f](x) = \sum_{k=0}^n f\left(\frac{k}{n}\right) \binom{n}{k} x^k (1 - x)^{n-k}$$

Alors on a la majoration suivante :

$$\|B_n[f] - f\|_\infty \leq \frac{3}{2} \omega_f\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$$

L'ensemble des fonctions polynomiales est donc dense dans $C([0, 1])$. De plus, il existe une fonction lipschitzienne f et une constante $C > 0$ telle que $\|B_n[f] - f\|_\infty \geq C \frac{1}{\sqrt{n}}$.

Définition 10. On considère une suite d'épreuves de Bernoulli indépendantes de même paramètre p . La loi géométrique de paramètre p , notée $\mathcal{G}(p)$, est la loi de la variable aléatoire qui compte le nombre d'épreuves nécessaires pour obtenir le premier succès.

$$\forall k \in \mathbf{N}^*, \mathbf{P}(X = k) = q^{k-1} p$$

Son espérance vaut $\frac{1}{p}$ et sa variance $\frac{q}{p^2}$.

Définition 11. On appelle loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$, notée $\mathcal{P}(\lambda)$, la loi sur \mathbf{N} définie par :

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

Son espérance et sa variances valent λ .

Définition 12 (loi multinomiale). On considère une urne contenant k sortes de boules. On va procéder au tirage de n boules avec remise (les tirages sont indépendants). On note p_i la probabilité de tirer une boule de type i et on note Z_i le nombre de boules de type i que l'on a tirées. La loi de $Z = (Z_1, \dots, Z_k)$ est appelée la loi multinomiale de paramètres n et $p = (p_1, \dots, p_k)$.

Alors Z est une v.a. discrète à valeurs dans $D = \{(x_1, \dots, x_k) \in \mathbf{N}^k \mid \sum x_i = n\}$ et si $x \in D$, alors $\mathbf{P}(Z = x) = \frac{n!}{x_1! \dots x_k!} p_1^{x_1} \dots p_k^{x_k}$. De plus, Z a pour espérance le vecteur np et pour matrice de covariance Γ .

$$\Gamma = \begin{bmatrix} np_1(1-p_1) & -np_1p_2 & \dots & -p_1p_n \\ -np_1p_2 & np_2(1-p_2) & & -p_2p_k \\ \dots & & \ddots & \vdots \\ -p_1p_k & -p_2p_k & \dots & np_k(1-p_k) \end{bmatrix}$$

3 Fonctions génératrices

Définition 13. Soit X une v.a. à valeurs dans \mathbf{N} . On appelle fonction génératrice de X la fonction $G_X(s) = \mathbf{E}[s^X]$.

Remarque 14. La fonction génératrice est liée à la fonction caractéristique par la relation $\varphi_X(t) = G_X(e^{it})$.

Proposition 15. Soit X une v.a. à valeurs dans \mathbf{N} .

1. La fonction génératrice est bien définie sur $\overline{D}(0, 1)$.
2. La fonction génératrice est continue sur $\overline{D}(0, 1)$ et holomorphe sur $D(0, 1)$. Ses dérivées sont données par :

$$G_X^{(n)}(s) = \mathbf{E}[X(X-1)\dots(X-n+1)s^{X-n}]$$

3. Pour tout $n \in \mathbf{N}$, $\mathbf{P}(X = n) = \frac{G_X^{(n)}(0)}{n!}$. En particulier, la fonction génératrice caractérise la loi.

Exemple 16.

1. Si $X \sim \mathcal{B}(n, p)$, alors $G_X(s) = (q + ps)^n$.
2. Si $X \sim \mathcal{G}(p)$, alors $G_X(s) = \frac{ps}{1-qs}$.
3. Si $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$, alors $G_X(s) = e^{-\lambda(1-s)}$.

Proposition 17. Si deux v.a. entières X et Y sont indépendantes, alors $G_{X+Y} = G_X G_Y$.

Application 18. Soient X et Y deux v.a. indépendantes avec $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ et $Y \sim \mathcal{P}(\mu)$. Alors $X + Y$ suit la loi $\mathcal{P}(\lambda + \mu)$.

Application 19. Il est impossible de piper deux dés à 6 faces pour que la loi de la somme des dés soit la loi uniforme sur $\{2, \dots, 12\}$.

Théorème 20. Soit X une v.a. à valeurs dans \mathbf{N} . Alors $\lim_{s \rightarrow 1^-} G_X^{(n)}(s) = \mathbf{E}[X(X-1)\cdots(X-n+1)] \in [0, +\infty]$.

Proposition 21. Soient N une v.a. dans \mathbf{N}^* et (X_n) des v.a. entières indépendantes et de même loi. Posons $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ et soit $S = S_N$. Alors $G_S = G_N \circ G_X$.

Corollaire 22. Sous les hypothèses de la proposition précédente, si N et X admettent une espérance alors S admet une espérance et $\mathbf{E}(S) = \mathbf{E}(N)\mathbf{E}(X)$.

Application 23 (processus de Galton–Watson). Soient $(X_{n,j})$ des v.a. dans \mathbf{N} indépendantes et de même loi μ admettant une espérance m . On suppose que $\mu(0) > 0$. On note $Z_0 = 1$ et $Z_{n+1} = \sum_{j=1}^{Z_n} X_{n+1,j}$. On s'intéresse la probabilité de l'évènement « extinction » $E = \bigcup_n \{Z_n = 0\}$. Alors si $m \leq 1$, $\mathbf{P}(E) = 1$ et si $m > 1$ alors $\mathbf{P}(E) < 1$.

4 Convergence en loi

Définition 24. On dit qu'une suite de v.a. (X_n) converge vers X en loi si pour toute fonction f continue bornée, $\mathbf{E}[f(X_n)] \rightarrow \mathbf{E}[f(X)]$.

Théorème 25. Soient (X_n) et X des v.a. à valeurs dans un ensemble dénombrable $D \subseteq \mathbf{R}^d$. Si pour tout $k \in D$, $\mathbf{P}(X_n = k) \rightarrow \mathbf{P}(X = k)$, alors (X_n) converge en loi vers X .

Application 26. Soit (X_n) des v.a. telles que X_n suit la loi $\mathcal{B}(n, p_n)$ avec $np_n \rightarrow \lambda > 0$. Alors X_n converge en loi vers une loi de Poisson de paramètre λ .

Théorème 27 (Lévy). Soit (X_n) une suite de v.a. et X une v.a. Alors $X_n \xrightarrow{\mathcal{L}} X$ ssi $\forall t \in \mathbf{R}^d$, $\varphi_{X_n}(t) \rightarrow \varphi_X(t)$.

Application 28. Soit (X_n) une suite de v.a. telle que X_n suit la loi $\mathcal{G}(p_n)$ avec $np_n \rightarrow \lambda > 0$. Alors $\frac{X_n}{n}$ converge en loi vers $\mathcal{E}(\lambda)$.

Théorème 29 (théorème central limite). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de v.a.r. i.i.d. de carré intégrable. Notons m leur espérance et σ^2 leur variance. Notons $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$. Alors :

$$\sqrt{n}(\bar{X}_n - m) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, \sigma^2)$$

Application 30 (sondage). Soit $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite de v.a.r. i.i.d. de loi $\mathcal{B}(p)$. Notons $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$. On se donne $\alpha \in]0, 1[$. Soit

$$\hat{I}_n = \left[\bar{X}_n - q_\alpha \frac{\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}}; \bar{X}_n + q_\alpha \frac{\sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}}{\sqrt{n}} \right]$$

où q_α vérifie $\mathbf{P}(Z \leq q_\alpha) = 1 - \frac{\alpha}{2}$ pour Z de loi $\mathcal{N}(0, 1)$. Alors :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(m \in \hat{I}_n) = 1 - \alpha$$

Développements

1. Polynômes de Bernstein. [9]
2. Processus de Galton–Watson. [23]

Références

- APEL, *Probabilités pour les non probabilistes*.
- BERCU et CHAFAÏ, *Modélisation stochastique et simulation*.
- GARET et KURTZMAN, *De l'intégration aux probabilités*.
- OUVRARD, *Probabilités 1*.
- QUEFFÉLEC et ZUILY, *Analyse pour l'agrégation*.