

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

I Notion d'indépendance

1) Indépendance d'évènements

Définition 1. Deux évènements A et B sont dits indépendants si $\mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$.

Définition 2. Une famille $(A_i)_{i \in I}$ d'évènements est dite indépendante dans son ensemble si, pour tout $J \subset I$ fini, on a :

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{j \in J} A_j\right) = \prod_{j \in J} \mathbb{P}(A_j)$$

Remarque 3. (i) Si $I = \{1, 2\}$, on retrouve la définition de deux évènements indépendants.

(ii) Si n évènements sont indépendants dans leur ensemble, alors ils sont indépendants deux à deux, mais la réciproque est fautive.

Exemple 4. On considère $\Omega = \llbracket 1, 4 \rrbracket$ muni de la tribu discrète et de la probabilité uniforme. Soient $A = \{1, 2\}$, $B = \{3, 4\}$ et $C = \{1, 4\}$. Alors A, B, C sont indépendants dans leur ensemble mais pas deux à deux.

Proposition 5. Soit $(A_i)_{i \in I}$ une famille d'évènements indépendants. On suppose que $I = I_1 \cup I_2$ avec $I_1 \cap I_2 = \emptyset$. Soit $(B_i)_{i \in I}$ la famille d'évènements définis par $B_i = A_i$ si $i \in I_1$ et $B_i = A_i^c$ si $i \in I_2$. Alors les B_i sont indépendants dans leur ensemble.

2) Indépendance de variables aléatoire

Soit $(X_i)_{i \in I}$ une famille de variables aléatoires définies sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ à valeurs dans des espaces probabilisables (E_i, \mathcal{E}_i) .

Définition 6. Les variables aléatoires X_i sont dites indépendantes si, pour toute famille d'évènements $(A_i)_{i \in I}$ avec $A_i \in \mathcal{E}_i$, les évènements $(X_i \in A_i)$ sont indépendants dans leur ensemble.

Proposition 7. Les variables aléatoires X_i sont indépendantes si, et seulement si, pour toute famille d'évènements $(A_i)_{i \in I}$ avec $A_i \in \mathcal{E}_i$:

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

Proposition 8. On suppose que les X_i sont des variables aléatoires discrètes et que $I = \llbracket 1, n \rrbracket$. Les variables aléatoires X_i sont indépendantes si, et seulement si, pour tout n -uplet $(x_1, \dots, x_n) \in X_1(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)$:

$$\mathbb{P}(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \mathbb{P}(X_1 = x_1) \dots \mathbb{P}(X_n = x_n)$$

Proposition 9. On suppose que les X_i sont indépendantes. Soit $(f_i)_{i \in I}$ une famille de variables aléatoires définies sur (E_i, \mathcal{E}_i) à valeurs dans des espaces probabilisables (F_i, \mathcal{F}_i) . Alors les variables aléatoires $f_i \circ X_i$ sont indépendantes.

Corollaire 10. On suppose que les X_i sont des variables aléatoires discrètes indépendantes et que $I = \llbracket 1, n \rrbracket$. Pour $k \in \llbracket 1, n-1 \rrbracket$, soient $f_1 : E_1 \times \dots \times E_k \rightarrow F_1$ et $f_2 : E_{k+1} \times \dots \times E_n \rightarrow F_2$. Alors les variables aléatoires $f_1(X_1, \dots, X_k)$ et $f_2(X_{k+1}, \dots, X_n)$ sont indépendantes.

Exemple 11. Si X_1, X_2, X_3 et X_4 sont des variables aléatoires indépendantes à valeurs dans \mathbb{Z} , les variables aléatoires $X_i + X_j$ et $X_k + X_l$ sont indépendantes pour $i, j, k, l \in \llbracket 1, 4 \rrbracket$ distincts.

Exemple 12 (Box-Muller). Soient U et V deux variables aléatoires indépendantes de loi $\mathcal{U}(]0, 1[)$, et posons $X = \sqrt{-2 \ln(V)} \cos(2\pi U)$ et $Y = \sqrt{-2 \ln(V)} \sin(2\pi U)$. Alors X et Y sont indépendantes et suivent une loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

3) Indépendance de sous-tribus

Définition 13. Une famille de sous-tribus $\mathcal{A}_i \subset \mathcal{A}$ pour $i \in I$ est indépendante dans son ensemble si toute famille d'évènements $A_i \in \mathcal{A}_i$ pour $i \in I$ est indépendante dans son ensemble.

Exemple 14. On considère $\Omega = [0, 1]$ muni de sa tribu borélienne et \mathbb{P} la mesure de Lebesgue sur $[0, 1]$. Soient, pour tout $n \in \mathbb{N}^*$, $A_n = \bigcup_{1 \leq k \leq 2^{n-1}} \left] \frac{2k-2}{2^n}, \frac{2k-1}{2^n} \right]$. La famille $(A_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ est indépendante.

Proposition 15. Soit $(\mathcal{A}_i)_{i \in I}$ une famille de sous-tribus de \mathcal{A} . Soit $(I_l)_{l \in L}$ une partition de I . La famille des tribus $(\sigma(\mathcal{A}_i | i \in I_l))_{l \in L}$ est une famille indépendante.

II Indépendance et caractérisation de loi

1) Fonction de répartition

Soit X une variable aléatoire réelle.

Définition 16. On définit la fonction de répartition F_X de X par :

$$F_X : \begin{cases} \mathbb{R} & \longrightarrow & [0, 1] \\ x & \longmapsto & \mathbb{P}_X([-\infty, x]) = \mathbb{P}(X \leq x) \end{cases}$$

Proposition 17. F_X caractérise \mathbb{P}_X .

Proposition 18. (i) F_X est croissante, continue à droite, tend vers 0 en $-\infty$ et vers 1 en $+\infty$.

(ii) Réciproquement, toute fonction satisfaisant le point précédent est la fonction de répartition d'une variable aléatoire.

(iii) Si f est une densité de probabilité, alors $F : x \mapsto \int_{-\infty}^x f(t)dt$ est la fonction de répartition d'une variable aléatoire Y telle que \mathbb{P}_Y admette pour densité f .

Proposition 19. Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées de fonction de répartition F . Alors $F_{\max(X_i)}(t) = F(t)^n$ et $F_{\min(X_i)}(t) = 1 - (1 - F(t))^n$.

Corollaire 20. Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées de loi $\mathcal{U}(]0, 1[)$. Posons $M_n = \max_{1 \leq i \leq n} X_i$. Alors $M_n \xrightarrow{\mathcal{L}} 1$ et $n(1 - M_n) \xrightarrow{\mathcal{L}} \mathcal{E}(1)$.

2) Fonction caractéristique

Soit X une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{R}^d .

Définition 21. On définit la fonction caractéristique φ_X de X par :

$$\varphi_X : \begin{cases} \mathbb{R}^d & \longrightarrow & \mathbb{C} \\ \lambda & \longmapsto & \mathbb{E}[e^{i\langle \lambda, X \rangle}] \end{cases}$$

Proposition 22. φ_X caractérise \mathbb{P}_X .

Proposition 23. Si X est réelle et $\mathbb{E}[|X|^p] < +\infty$, alors φ_X est p fois dérivable et $\varphi_X^{(p)}(\lambda) = i^p \mathbb{E}[X^p e^{i\lambda X}]$. En particulier, $\varphi_X^{(p)}(0) = i^p \mathbb{E}[X^p]$.

Proposition 24. Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes à valeurs dans \mathbb{R}^d . Alors :

- (i) $\varphi_{X+Y} = \varphi_X \varphi_Y$
- (ii) Pour tout $(t_1, t_2) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^n$, on a $\varphi_{(X,Y)}(t_1, t_2) = \varphi_X(t_1) \varphi_Y(t_2)$

Application 25. Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires à valeurs dans \mathbb{R}^d indépendantes.

- (i) Si $X_1, \dots, X_n \hookrightarrow \mathcal{E}(\lambda)$, alors $X_1 + \dots + X_n \hookrightarrow \Gamma(n, \lambda)$.
- (ii) Si $X_1, \dots, X_n \hookrightarrow \mathcal{N}(0, 1)$, alors $X_1^2 + \dots + X_n^2 \hookrightarrow \Gamma(\frac{1}{2}, \frac{n}{2})$.

3) Fonction génératrice

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

Définition 26. On définit la fonction génératrice G_X de X par :

$$G_X : \begin{cases} \mathbb{R} & \longrightarrow & \mathbb{R} \\ s & \longmapsto & \mathbb{E}[s^X] \end{cases}$$

Remarque 27. Le rayon de convergence de cette série est au moins égal à 1 et $G_X(1) = 1$.

Proposition 28. G_X caractérise \mathbb{P}_X . En particulier, on a $\mathbb{P}(X = k) = \frac{1}{k!} G_X^{(k)}(0)$.

Proposition 29. $\mathbb{E}[|X|^p] < +\infty$ si, et seulement si, G_X est p fois dérivable et dans ce cas $G_X^{(p)}(1) = \mathbb{E}[X(X-1)\dots(X-p+1)]$.

Application 30. $\mathbb{E}[X] = G'_X(1)$ et $\text{Var}(X) = G''_X(1) + G'_X(1) - G'_X(1)^2$.

Proposition 31. Soient X et Y deux variables aléatoires indépendantes à valeurs dans \mathbb{N} . Alors :

- (i) $G_{X+Y} = G_X G_Y$
- (ii) Pour tout $(t_1, t_2) \in \mathbb{R}^2$, on a $G_{(X,Y)}(t_1, t_2) = G_X(t_1) G_Y(t_2)$.
- (iii) Pour tout $s \in \mathbb{R}$, on a $G_{(X,Y)}(s, s) = G_X(s) G_Y(s)$.

Application 32. Soient X_1, \dots, X_n des variables aléatoires à valeurs dans $E = \mathbb{N}$ indépendantes.

- (i) Si $X_i \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda_i)$, alors $X_1 + \dots + X_n \hookrightarrow \mathcal{P}(\sum_{i=1}^n \lambda_i)$.
- (ii) Si $X_1, \dots, X_n \hookrightarrow \mathcal{B}(p)$, alors $X_1^2 + \dots + X_n^2 \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$.

III Applications

1) Loi du 0-1 et lemme de Borel-Cantelli

Définition 33. Soit $(T_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une famille indépendante de tribus sur $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. On désigne par \mathcal{A}_n la tribu engendrée par T_n, T_{n+1}, \dots et on pose $\mathcal{A}_\infty = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \mathcal{A}_n$. La tribu \mathcal{A}_∞ est appelée tribu des évènements terminaux, ou tribu terminale de la suite $(T_n)_{n \in \mathbb{N}}$.

Théorème 34 (Loi du 0-1). Soit \mathcal{A}_∞ une tribu terminale. Alors, pour tout $A \in \mathcal{A}_\infty$, on a $\mathbb{P}(A) = 0$ ou $\mathbb{P}(A) = 1$.

Exemple 35. Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une suite d'évènements indépendants de $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$. Alors $A = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{m \geq n} A_m$ est un évènement terminal pour la suite de tribus $T_n = \{\emptyset, \Omega, A_n, A_n^c\}$, donc $\mathbb{P}(A) = 0$ ou $\mathbb{P}(A) = 1$.

Théorème 36 (Borel-Cantelli). Soit $(A_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite d'évènements.

- (i) Si $\sum \mathbb{P}(A_n) < \infty$, $\mathbb{P}(\limsup A_n) = 0$.
- (ii) Si $\sum \mathbb{P}(A_n) = \infty$ et les A_n sont indépendants, $\mathbb{P}(\limsup A_n) = 1$.

Application 37. On lance une infinité de fois une pièce équilibrée, on obtiendra presque sûrement une infinité de fois 42 piles consécutifs.

2) Théorème central limite

Théorème 38 (Théorème central limite). On suppose que les X_n sont indépendants, identiquement distribués et de carré intégrable. Alors :

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mathbb{E}[X_i]}{\sqrt{\text{Var}(X_i)}} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, 1)$$

Application 39. On suppose que les X_n sont indépendants, identiquement distribués et de loi $\mathcal{B}(p)$ pour $p \in [0, 1]$ inconnu. Le théorème central limite donne un intervalle de confiance asymptotique de niveau α pour p en fonction de la moyenne empirique $\widehat{p}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k$. Il s'agit de :

$$IC_\alpha = \left[\widehat{p}_n \pm \frac{q_{1-\frac{\alpha}{2}}}{2\sqrt{n}} \right]$$

où q_t est le quantile d'ordre t de $\mathcal{N}(0, 1)$.

Théorème 40. Soit $(X_{n,j})_{n \in \mathbb{N}^*, j \in [1, M_n]}$ une suite de variables aléatoires indépendantes à valeurs dans $\{0, 1\}$, avec $(M_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite croissante de \mathbb{N}^* qui tend vers $+\infty$. On pose $\mathbb{P}(X_{n,j} = 1) = p_{n,j}$ et $S_n = \sum_{j=1}^{M_n} X_{n,j}$. On suppose de plus que :

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} \max_{1 \leq j \leq M_n} p_{n,j} = 0 \quad \text{et} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} \sum_{j=1}^{M_n} p_{n,j} = \lambda > 0$$

Alors la suite $(S_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ converge en loi vers la loi de Poisson $\mathcal{P}(\lambda)$.

3) Processus de Galton-Watson

Théorème 41 (Galton-Watson). Soient $(X_i^j)_{i,j \in \mathbb{N}^*}$ des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées à valeurs dans \mathbb{N} . On note μ leur loi et m leur espérance. On définit le processus $(Z_n)_{n \in \mathbb{N}}$ par $Z_0 = 1$ et $Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} X_i^{n+1}$ pour $n \in \mathbb{N}$. On note $\pi_\infty = \mathbb{P}(\exists n \in \mathbb{N}, Z_n = 0)$. Alors si $\mu \neq \delta_1$, on a :

- (i) Si $m \leq 1$, alors $\pi_\infty = 1$: Il y a extinction presque sûre du processus.
- (ii) Si $m > 1$, alors $\pi_\infty < 1$: Il y a une probabilité non nulle de survie.

Développements

- Théorème central limite et intervalle de confiance (38,39) [BL07]
- Loi des évènements rares de Poisson (40) [Ouv09]
- Processus de Galton-Watson (41) [App13] [Ouv09]

Références

- [BL07] P. Barbe et M. Ledoux. *Probabilité*. EDP Sciences
- [App13] W. Appel. *Probabilités pour les non probabilistes*. H&K
- [Ouv08] J.-Y. Ouyard. *Probabilités : Tome 1*. Cassini
- [Ouv09] J.-Y. Ouyard. *Probabilités : Tome 2*. Cassini