

Suites de variables de Bernoulli indépendantes

On se place dans  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  un espace de probabilité.

I) Comment obtenir une suite de Bernoulli indépendantes?

1) Les variables aléatoires de Bernoulli.

Definition 1: Soit  $p \in [0, 1]$ . Une variable aléatoire  $X$  suit une loi de Bernoulli  $b(p)$  si  $P(X=1) = p$  et  $P(X=0) = 1-p$ .

Remarque 2: toute expérience à deux issues peut être modélisée par une variable de Bernoulli  
- un lancer de pièce équilibrée peut être modélisé par une Bernoulli  $b(\frac{1}{2})$ .

Proposition 3: Soit  $X \sim b(p)$   
 $E[X] = p$ ;  $Var(X) = p(1-p)$ ; fonction caractéristique:  
 $\forall t \in \mathbb{R}, \varphi_X(t) = 1-p + pe^{it}$ .

Remarque 4: informatiquement, on peut simuler des variables aléatoires uniformes par congruence. On construit alors des variables de Bernoulli.

Proposition 5: Soit  $U$  une variable uniforme sur  $[0, 1]$ , et  $p \in [0, 1]$ . Alors  $X := \mathbb{1}\{U \leq p\}$  suit une Bernoulli de paramètre  $p$ .

2) Rappels sur l'indépendance.

Definition 6: Deux événements  $A$  et  $B$  sont dits indépendants si  $P(A \cap B) = P(A)P(B)$

Definition 7: Une famille quelconque d'événements  $A_i \in \mathcal{F}, i \in I$

est mutuellement indépendante si, pour tout  $J$  fini  $\subset I$ ,

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

(ii) Une famille quelconque de sous-tribus  $\mathcal{A}_i \subset \mathcal{F}, i \in I$ , est mutuellement indépendante si toute famille d'événements  $A_i \in \mathcal{A}_i, i \in I$ , est mutuellement indépendante.

Exemple 3: on jette deux dés, un rouge et un bleu. On pose  
 $A = \{\text{le résultat du dé rouge est impair}\}, P(A) = \frac{1}{2}$   
 $B = \{\text{le résultat du dé bleu est impair}\}, P(B) = \frac{1}{2}$   
 $C = \{\text{la somme des deux dés est impaire}\}, P(C) = \frac{1}{2}$   
 $A, B$  et  $C$  sont indépendants deux à deux, mais ne sont pas mutuellement indépendants. On a  $P(A \cap B) = P(A \cap C) = P(B \cap C) = \frac{1}{4}$  mais  $P(A \cap B \cap C) = 0$  car  $A \cap B \cap C = \emptyset$ .

3) Une construction d'une suite de Bernoulli indépendantes.

Proposition 8: Développement dyadique d'un réel  $x \in [0, 1]$ .

On définit:  $R_0(x) = x$  et  $\forall n \in \mathbb{N}^*, D_n(x) = [2R_{n-1}(x)]$ ,  
 $R_n(x) = 2R_{n-1}(x) - D_n(x)$ . On a alors:  
-  $D_n(x) \in \{0, 1\}, R_n(x) \in [0, \frac{1}{2}]$   
-  $\forall n \in \mathbb{N}^*, x = \sum_{j=1}^n \frac{D_j(x)}{2^j} + \frac{1}{2^n} R_n(x) = \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{D_j(x)}{2^j}$

Proposition 10: Soit l'espace probabilisé  $([0, 1], \mathcal{B}_{[0, 1]}, P)$  où  $P$  est la restriction de la mesure de Lebesgue à  $[0, 1]$ . Sur cet espace, la suite  $(D_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$  est une suite de va indépendantes de même loi  $b(\frac{1}{2})$ . De plus,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$ , la variable aléatoire  $R_n$  est de la uniforme sur  $[0, \frac{1}{2}]$ , et les variables aléatoires  $R_n$  et  $(D_1, \dots, D_n)$  sont indépendantes

249

[BL] p73  
[BL] p74

[BL] p75

[Dn2] p54

[Dn2] p55

[DEV] A

[Ou2]  
p 58

Corollaire 11: Il existe une suite de variables  $(U_k)_{k \in \mathbb{N}}$  uniformes sur  $[0,1]$  et indépendantes.

-  $\forall p \in [0,1]$ , il existe une suite de Bernoulli indépendantes de paramètre  $p$ .

II) Lien entre les variables de Bernoulli et quelques autres lois

1) Loi de Rodemacher

Si  $Y$  suit une loi de Bernoulli de paramètre  $\frac{1}{2}$ ,  $X = 2Y - 1$  suit une loi de Rodemacher. On a  $E(X) = 0, \text{Var}(X) = 1$ .

2) Loi binomiale

Definition 12: une loi binomiale de paramètre  $n \in \mathbb{N}^*$  et  $p \in [0,1]$  représente la loi de probabilité d'une variable aléatoire  $X$  donnant le nombre de succès remportés au cours de la répétition de  $n$  épreuves de Bernoulli indépendantes de paramètre  $p$ .

Si  $X_i \sim \text{ib}(p)$ , alors  $X \sim \sum_{i=1}^n X_i$ .

Corollaire 12':  $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ;  $E(X) = np, \text{Var}(X) = np(1-p)$

3) Loi géométrique

Definition 13: Soit  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  une suite i.i.d. de loi  $\text{ib}(p)$ .

La loi géométrique de paramètre  $p \in ]0,1[$  est la loi de  $\min\{i \in \mathbb{N}^*, X_i = 0\}$ , c'est-à-dire la loi du rang du premier succès.

Si  $X \sim \text{G}(p)$ ,  $P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$ ;  $E(X) = \frac{1}{p}, \text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$

4) Loi binomiale négative

Definition 14: Soit  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  une suite de lois géométriques de paramètre  $p$ , indépendantes. Une variable aléatoire  $X$  suit une loi binomiale négative de paramètres  $n \in \mathbb{N}^*, p \in [0,1]$ , si  $X \sim \sum_{i=1}^n X_i$

[Ou1]

Remarque 15: Une binomiale négative de paramètres  $(n, p)$  modélise la loi du nombre d'échecs rencontrés avant d'obtenir  $n$  succès dans la répétition d'épreuves de Bernoulli indépendantes

On a:  $P(X=k) = \binom{n+k-1}{k} p^n (1-p)^k$

$E(X) = n \frac{1-p}{p}, \text{Var}(X) = n \frac{1-p}{p^2}$

5) Loi hypergéométrique

Definition 16:  $X$  suit une loi hypergéométrique de paramètres  $n, r, r_1$  si  $\forall k \in \mathbb{N}, P(X=k) = \frac{\binom{r_1}{k} \binom{n-r_1}{n-k}}{\binom{n}{k}}$

On a alors  $E(X) = n \frac{r_1}{n}, \text{Var}(X) = n \frac{r_1}{n-1} \frac{r_1}{n} (1 - \frac{r_1}{n})$

Remarque 17: si d'une urne contenant  $n$  boules, dont  $r_1$  boules rouges et  $n-r_1$  boules blanches, on tire simultanément  $n$  boules, la loi du nombre de boules rouges obtenues est la loi hypergéométrique de paramètres  $n, r, r_1$ .

6) Loi de Poisson

Definition 18: Une va.  $X$  suit une loi de Poisson de paramètre  $\lambda > 0$  si  $P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ . On a alors  $E(X) = \text{Var}(X) = \lambda$ .

Théorème 19 (théorème des événements rares).

Soit, pour tout  $n \in \mathbb{N}^*$ , une famille finie  $\{A_{n,j} \mid 1 \leq j \leq M_n\}$  d'événements indépendants définis sur un espace probabilisé  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ . On pose  $P(A_{n,j}) = p_{n,j}$  et on note:  $S_n = \sum_{j=1}^{M_n} 1_{A_{n,j}}$

On suppose que  $M_n$  tend en croissant vers  $+\infty$ , que  $\max_{1 \leq j \leq M_n} p_{n,j} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$  et que  $\sum_{j=1}^{M_n} p_{n,j} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \lambda > 0$ .

Alors  $(S_n)_n$  converge en loi vers la loi de Poisson  $\mathcal{P}(\lambda)$ .

[Ou1]

[Ou2] p 327

[Ouv] p. 321

Lemme 20 (Théorème de Poisson): Soit,  $\forall n \in \mathbb{N}^*$  une variable aléatoire  $X_n$  de loi binomiale  $\mathcal{B}(n, p_n)$ . On suppose que  $\lim_{n \rightarrow \infty} np_n = \lambda > 0$ . Alors  $X_n \xrightarrow{d} \mathcal{P}(\lambda)$ .

Application pratique 21: Si  $X$  suit une binomiale  $(n, p)$ , avec  $n$  grand et  $p$  petit, sa loi est approximativement  $\mathcal{P}(np)$ .

### II) Quelques applications

#### 1) Éléments de statistique pour le jeu de pile ou face.

• Trouver un estimateur avec l'étude du maximum de vraisemblance. On étudie un jeu de pile ou face avec une pièce suivant une loi  $b(\theta)$ . On note  $X_1, \dots, X_n$   $n$  mesures et  $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  la moyenne empirique.

La vraisemblance est  $L_n(X_1, \dots, X_n, \theta) = \theta^{n \bar{X}_n} (1-\theta)^{n(1-\bar{X}_n)}$ . On montre que  $\bar{X}_n$  réalise le maximum de cette fonction (en  $\theta$ ).

$\bar{X}_n$  est un bon candidat d'estimateur de  $\theta$ .

• Loi des grands nombres:

[BL]

Théorème 22 (LGN forte pour les Bernoulli): Soit  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}^*}$  une suite de v.a. iid de loi  $b(p)$ , pour  $p \in ]0, 1[$ .

On note  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ . Alors  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{p.s.} p$  presque sûrement.

[Cadre, Théor]

Application 23: L'estimateur du maximum de vraisemblance  $\bar{X}_n$  est un estimateur fortement consistant de  $\theta$ .

• TCL et intervalle de confiance

[Cadre, Théor]

Théorème 24 (TCL pour les Bernoulli). Avec les notations de (22)

$$\frac{S_n - n\theta}{\sqrt{n\theta(1-\theta)}} \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1).$$

Application 25:  $\forall \alpha < \beta, P(\alpha \leq \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \theta}{\sqrt{\theta(1-\theta)}} \leq \beta) \rightarrow \int_{\frac{\alpha}{\sqrt{2\theta(1-\theta)}}}^{\frac{\beta}{\sqrt{2\theta(1-\theta)}}} \frac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dt$

• En appliquant Slutsky, comme  $\bar{X}_n \rightarrow \theta$ , on a:

$$I_\alpha^n = \left[ \bar{X}_n - \frac{q_\alpha}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)}, \bar{X}_n + \frac{q_\alpha}{\sqrt{n}} \sqrt{\bar{X}_n(1-\bar{X}_n)} \right]$$

est un intervalle de confiance asymptotique de  $\theta$  de niveau  $\alpha$ , si  $q_\alpha$  est le quantile d'ordre  $1 - \frac{\alpha}{2}$  d'une  $\mathcal{N}(0, 1)$ ,

$$\text{i.e. } P(\theta \in I_\alpha^n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - \alpha$$

#### 2) Une application en analyse

Théorème 26 (Théorème de Weierstrass): Soit  $f: [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  continue. On lui associe ses polynômes de Bernstein définis  $\forall n \geq 1$  par  $B_n(x) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k (1-x)^{n-k} f(\frac{k}{n})$

Alors  $\forall n \geq 1, \exists C > 0$  indépendante de  $f, n$ , telle que:

$$\|f - B_n\|_\infty \leq C\omega\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) \text{ où } \omega \text{ est le module de continuité uniforme de } f \text{ (} \omega(h) = \sup_{|x-y| \leq h} |f(x) - f(y)|, h \in ]0, 1[ \text{)}.$$

#### 3) Marche aléatoire sur $\mathbb{Z}$

On se donne  $(\varepsilon_i)$ : une suite de lois de Bernoulli de paramètre  $p \in ]0, 1[$  (i.e.  $P(\varepsilon_i = 1) = p, P(\varepsilon_i = -1) = 1-p$ ).

On pose la marche aléatoire  $X_n = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i$ . C'est une chaîne de Markov.

Définition 27: On note  $\tau_i^n = \inf \{k > \tau_i^{n-1}, X_k = i\}$  avec  $\tau_i^0 = 0$

Un point  $i$  est dit récurrent si  $P(\tau_i^1 < \infty | X_0 = i) = 1$ . Il est dit transient sinon.

Proposition 28: 0 est un état récurrent si  $p = \frac{1}{2}$ . Il est transient sinon.

[20]

[BL]