

Soit $(\Omega, \mathcal{A})$ espace probabilisable et E ensemble, $n \in \mathbb{N}^*$

I) Variables aléatoires discrètes

1) Notion de variable aléatoire discrète

Définition 1: Une application $X: \Omega \rightarrow E$ est une variable aléatoire discrète (v.a.d.) si:

- (i) $X(\Omega)$ est dénombrable (ii) $\forall x \in E, X^{-1}(\{x\}) \in \mathcal{A}$

Si X est à valeurs dans $(E, \mathcal{E})$ espace probabilisable, alors on appelle loi de probabilité de X : $P_X: \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$

Remarque 2: Si X est à valeurs dans $(E, \mathcal{E})$, alors sa loi est déterminée par le germe de probabilité $x \mapsto P(X=x)$ sur $(E, \mathcal{E})$.

Exemple 3: La probabilité qu'en jetant 6 dés équilibrés et discernables toutes les faces exhibent un chiffre différent est de $\frac{6!}{6^6}$.

Exemple 4: La probabilité que, parmi n étudiants, au moins 2 ont leur anniversaire le même jour est de $1 - \frac{A_{365}^n}{365^n}$.

2) Lois usuelles

Définition 5: La loi uniforme sur un ensemble fini Ω est telle que: $\forall A \in \mathcal{P}(\Omega), P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$.

Remarque 6: On ne peut pas définir par ce même procédé une loi uniforme sur un ensemble non-fini.

Exemple 7: La probabilité d'obtenir k fois le chiffre 6 parmi n lancers de dés équilibrés est de $\binom{n}{k} \frac{5^{n-k}}{6^n}$.

Définition 8: Soit $p \in]0, 1[$. La loi de Bernoulli de paramètre p est telle que $P(X=1)=p, P(X=0)=1-p$. Notée $\mathcal{B}(1; p)$.

Exemple 8: La loi de Bernoulli modélise une expérience aléatoire à deux résultats possibles. Le lancé d'une pièce équilibrée se modélise par une loi de Bernoulli de paramètre $\frac{1}{2}$.

Définition 10: Soit $\Omega = \{0, 1, \dots, n\}$, $p \in]0, 1[$. La loi binomiale de paramètres n et p est telle que: $\forall k \in [0, n], P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$. Notée $\mathcal{B}(n; p)$.

Exemple 11: La loi binomiale modélise le nombre de succès lors de n épreuves de Bernoulli.

En reprenant l'exemple 7, on retrouve bien que la probabilité d'obtenir k fois le chiffre 6 parmi n lancers est: $\binom{n}{k} \frac{5^{n-k}}{6^n}$.

Définition 12: Soit $\Omega = \mathbb{N}$, $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$. La loi de Poisson de paramètre λ est telle que: $\forall n \in \mathbb{N}, P(X=n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$. Notée $\mathcal{P}(\lambda)$.

Remarque 13: Modélise des phénomènes de comptage: nombre de désintégrations atomiques, d'arrivées à un guichet, ...

Définition 14: Soit $\Omega = \mathbb{N}$ (resp. $\Omega = \mathbb{N}^*$), $p \in]0, 1[$. La loi géométrique sur $\mathbb{N}$ (resp. sur $\mathbb{N}^*$) est telle que: $\forall n \in \mathbb{N}$, $P(X=n) = p(1-p)^n$ (resp. $\forall n \in \mathbb{N}^*, P(X=n) = p(1-p)^{n-1}$). Notée $\mathcal{G}_{\mathbb{N}}(p)$ (resp. $\mathcal{G}_{\mathbb{N}^*}(p)$).

Remarque 15: Modélise le nombre d'échecs rencontrés avant d'obtenir un succès dans la répétition d'épreuves de Bernoulli indépendantes.

3) Espérance et variance ^{réelle}

Définition 16: Soit X v.a.d. telle que $\sum_{x \in \Omega} |x| P(X=x) < +\infty$. On dit que X possède une moyenne: $E[X] = \sum_{x \in \Omega} x P(X=x)$.

Exemple 17: Soit $p \in]0, 1[$, $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$. L'espérance d'une loi:

- (1) $\mathcal{B}(1; p)$ est: p
(2) $\mathcal{B}(n; p)$ est: np
(3) $\mathcal{P}(\lambda)$ est: λ

(4) $\mathcal{G}_{\mathbb{N}}(p)$ est: $\frac{1-p}{p}$ ($\mathcal{G}_{\mathbb{N}^*}(p)$: $\frac{1}{p}$)

Contreexemple 18: Si X suit une loi $\frac{6}{\pi^2} \sum_{k \in \mathbb{N}^*} \frac{\delta_k}{k^2}$, alors X n'a pas de moyenne.

Théorème 19: (de transfert) Soit $X: \Omega \rightarrow E$ v.a.d., $f: E \rightarrow \mathbb{R}$.

Alors: $f(X) = f \circ X$ est une v.a.d.
et $f(X)$ admet une moyenne $\sum_{x \in E} |f(x)| P(X=x)$
Dans ce cas, $E[f(X)] = \sum_{x \in E} f(x) P(X=x)$

I.1

[ouv.]

II.1

[ouv.]

I.2

Définition 20: Soit $p \in \mathbb{N}^*$. On note $L_p^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$ l'ensemble des v.a.d. réelles X telles que $\mathbb{E}[|X|^p] < +\infty$.
Si $X \in L_p^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$, alors on appelle moment d'ordre p de X
$$\mathbb{E}[X^p] = \sum_{x \in \mathbb{R}} x^p \mathbb{P}(X=x)$$

Proposition 21: (Inégalité de Schwarz) Soit $X, Y \in L_2^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$.
Alors: $XY \in L_2^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$, $\mathbb{E}[XY] \leq \mathbb{E}[X^2]^{\frac{1}{2}} \mathbb{E}[Y^2]^{\frac{1}{2}}$

Définition 22: Soit $X \in L_2^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$. On appelle variance de X : $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]$

Proposition 23: Soit $X \in L_2^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$.

Alors: (1) $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2$
(2) $\forall a, b \in \mathbb{R}$, $\text{Var}(ax+b) = a^2 \text{Var}(X)$.

Exemple 24: Soit $p \in \text{Joi}[1, +\infty[$, $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$. La variance d'une loi:

(1) $\mathcal{B}(1; p)$ est: $p(1-p)$ (2) $\mathcal{B}(n; p)$ est: $np(1-p)$
(3) $\mathcal{P}(\lambda)$ est: λ (4) $\mathcal{G}_M(p)$ est: $\frac{1-p}{p^2} \left(\mathcal{G}_M(p): \frac{1-p}{p^2} \right)$

Proposition 25: (Inégalité de Markov) Soit $X \in L_1^1(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$.
Alors: $\forall \varepsilon > 0$, $\mathbb{P}(|X| > \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}[|X|]}{\varepsilon}$

Proposition 26: (Inégalité de Bienaymé-Tchebychev) Soit $X \in L_2^2(\Omega; \mathcal{F}; \mathbb{P})$.
Alors: $\forall \varepsilon > 0$, $\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}[X]| > \varepsilon) \leq \frac{\text{Var}(X)}{\varepsilon^2}$

Lemme 27: Soit X v.a. réelle $\mathbb{P}$ -p.s. bornée par 1, centrée.
Alors: $\forall t \in \mathbb{R}_+^*$, $\mathbb{E}[\exp(-tx)] \leq \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)$

Théorème 28: (Inégalité de Hoeffding) Soit (X_n) suite de v.a. réelles, indépendantes, bornées p.s., centrées telles que:
 $\forall n \in \mathbb{N}$, $\exists c_n > 0$, $|X_n| \leq c_n$ et soit $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$.

Alors: $\forall n \in \mathbb{N}$, $\forall \varepsilon > 0$, $\mathbb{P}(|S_n| > \varepsilon) \leq 2 \exp\left(-\frac{\varepsilon^2}{2 \sum_{i=1}^n c_i^2}\right)$

Application 29: Soit $X_1, \dots, X_n$ v.a. mutuellement indépendantes, identiquement distribuées de loi $\mathcal{B}(1; p)$, $p \in \text{Joi}[0, 1]$.

Alors: $\forall x \in \text{Joi}[0, 1]$, $\left[\frac{1}{n} S_n - \sqrt{\frac{2}{n} \ln\left(\frac{2}{\alpha}\right)}; \frac{1}{n} S_n + \sqrt{\frac{2}{n} \ln\left(\frac{2}{\alpha}\right)} \right]$ est un intervalle de confiance par excès au niveau $1-\alpha$ de paramètre p .

II) Variables indépendantes et fonctions génératrices

1) Indépendance et somme de v.a. indépendantes

Définition 30: Soit $(X_i: \Omega \rightarrow E_i)_{i=1}^n$ avec $(E_i; \mathcal{E}_i)$ espaces probabilisables. On dit que les (X_i) sont indépendantes si:
 $\forall (x_1, \dots, x_n) \in X_1(\Omega) \times \dots \times X_n(\Omega)$, $\mathbb{P}(X_1=x_1, \dots, X_n=x_n) = \mathbb{P}(X_1=x_1) \times \dots \times \mathbb{P}(X_n=x_n)$

Proposition 31: Soit X_1, X_2 v.a.d. indépendantes à valeurs dans $(E; \mathcal{E})$ espace probabilisable avec E groupe pour l'addition.
Alors: $X_1 + X_2$ est une v.a.d. de loi telle que:

$\forall x \in E$, $\mathbb{P}(X_1 + X_2 = x) = \sum_{y \in E} \mathbb{P}(X_1 = y) \mathbb{P}(X_2 = x - y)$

Exemple 32: (1) Si $X_1 \sim \mathcal{P}(\lambda_1)$ et $X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_2)$, alors $X_1 + X_2 \sim \mathcal{P}(\lambda_1 + \lambda_2)$
(2) Si $X_1 \sim \mathcal{B}(n_1; p)$ et $X_2 \sim \mathcal{B}(n_2; p)$, alors $X_1 + X_2 \sim \mathcal{B}(n_1 + n_2; p)$.

2) Fonctions génératrices

Définition 33: Soit $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ v.a.d., $s \in [-1, 1]$. On appelle fonction génératrice de X : $G_X(s) = \mathbb{E}[s^X]$.

Proposition 34: Soit $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ v.a.d.:

Alors: (1) $\forall s \in [-1, 1]$, $G_X(s) = \sum_{n=0}^{+\infty} s^n \mathbb{P}(X=n)$
(2) La fonction G_X caractérise la loi de X et $\forall n \in \mathbb{N}$,
 $\mathbb{P}(X=n) = \frac{G_X^{(n)}(0)}{n!}$

Exemple 35: Soit $p \in \text{Joi}[0, 1]$, $\lambda \in \mathbb{R}_+^*$. La fonction génératrice de:

(1) $\mathcal{B}(n; p)$ est: $G_X(s) = [ps + (1-p)]^n$ (2) $\mathcal{P}(\lambda)$ est: $G_X(s) = \exp[\lambda(s-1)]$
(3) $\mathcal{G}_M(p)$ est: $G_X(s) = \frac{p}{1-(1-p)s}$ (4) $\mathcal{G}_M^*(p)$ est: $G_X(s) = \frac{ps}{1-(1-p)s}$

Proposition 36: Soit $X, Y: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$ v.a.d.

Alors: $\forall s \in [-1, 1]$, $G_{X+Y}(s) = G_X(s) G_Y(s)$

Proposition 37: Soit $X: \Omega \rightarrow \mathbb{N}$, $r \in \mathbb{N}^*$.

Alors: X a une moment d'ordre r si G_X est r fois dérivable à gauche en 1

En particulier, $\mathbb{E}[X] = G_X'(1)$

[Cou 1]

[Bar]

III.2 [Cou 1]

IV.3

[Cou 1]

Application 38: (processus de Galton-Watson) Soit $X: \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{N}$ v.a.d., $\forall k \in \mathbb{N}$, $p_k := \mathbb{P}(X=k)$ et $m := \mathbb{E}[X] = \sum_{k=0}^{+\infty} k p_k < +\infty$.

Soit $(X_i)_{i \geq 0}$ v.a. indépendantes suivant la loi $\mathbb{P}_X$ et (Z_n) telle que $Z_0 = 1$ et $\forall n \in \mathbb{N}$, $Z_{n+1} = \sum_{i=1}^{Z_n} X_i$, soit $T_0 = \mathbb{P}(Z_n = 0)$ et $\mathbb{P}_{\text{ext}} = \mathbb{P}(\exists n \in \mathbb{N} \setminus \{0\} : Z_n = 0)$.

Alors: (1) Si $m > 1$, alors: $\mathbb{P}_{\text{ext}}$ est l'unique point fixe de G_X sur $[0, 1]$.

(2) Si $m \leq 1$, alors $\mathbb{P}_{\text{ext}} = 1$.

III Théorèmes limite et approximations

1) Approximation par la loi de Poisson

Théorème 39: (de Poisson) Soit $(p_n) \in [0, 1]^{\mathbb{N}}$ telle que $np_n \rightarrow \lambda \in \mathbb{R}_+^*$ et $\forall n \in \mathbb{N}$, $S_n \sim \mathcal{B}(n, p_n)$: $\mathbb{P}(S_n = k) = \begin{cases} \binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k} & \text{si } 0 \leq k \leq n \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

Alors: $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(S_n = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$ pour tout $k \in \mathbb{N}$.

Remarque 40: Ainsi, pour p assez petit et n assez grand, on peut approcher $\mathcal{B}(n, p)$ par $\mathcal{P}(\lambda)$.

Exemple 41: Le nombre de personnes nées le 1^{er} janvier parmi n personnes suit une loi $\mathcal{B}(n, \frac{1}{365})$ que l'on peut approcher par $\mathcal{P}(\frac{n}{365})$ lorsque n est grand.

2) Loi des grands nombres et théorème central limite

Théorème 42: (loi forte des grands nombres) Soit $(X_n: \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{R})_{n \in \mathbb{N}}$ suite de v.a. indépendantes dans $L^2(\mathbb{Z}; \mathbb{P})$ telles que:

$$\mathbb{E}[X_n] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} m \text{ et } \sum_{j=1}^{+\infty} \frac{\text{Var}(X_j)}{j^2} < +\infty$$

$$\text{Alors: } \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j \xrightarrow{n \rightarrow \infty} m \text{ et } \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L^2} m$$

Exemple 43: On lance un dé, $X_n = 1$ si le n -ième lancé tombe sur 6 et 0 sinon. Alors: $\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L^2} \frac{1}{6}$.

Théorème 44: (de Plancherel-Laplace) Soit $p \in]0, 1[$, $(S_n \sim \mathcal{B}(n, p))$ et $(\bar{S}_n := \frac{S_n - \mathbb{E}[S_n]}{\sqrt{\text{Var}(S_n)}})$ variables centrées réduites associées à S_n

$$\text{Alors: } \sup_{a < b} \left| \mathbb{P}(a < \bar{S}_n \leq b) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{z^2}{2}} dz \right| \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Remarque 45: La loi de $\bar{S}_n$ peut être approchée par $\mathcal{N}(0, 1)$ lorsque n est grand.

III.1 [ouv1]

[ouv1]

III.1

[ouv1]

X.4

[ouv2]

Références :

- [Ouv1] Probabilités 1 - Ouvard
- [Ber] Analyse pour l'agrégation de mathématiques - Bernis
- [NR] No Reference "
- [Ouv2] Probabilités 2 - Ouvard