

Leçon N° 264: Variables aléatoires discrètes - Exemples et applications.

Dans toute cette leçon, $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ désigne un espace probabilisé et X est une variable aléatoire (noté v.a.) sur cet espace.

1) Présentations.

1) Définitions et premières propriétés.

Définition 1: On dit qu'une loi P est discrète. Lorsqu'il existe un ensemble D au plus dénombrable inclus dans $\mathbb{R}^n$ tel que $P(D) = 1$.

Définition 2: On dit qu'une v.a. X est discrète lorsqu'une loi P_X est discrète.

Proposition 3: Si X est une v.a. discrète. En posant $\forall i \in D, p_i = P(X=i)$ on a $\sum_{i \in D} p_i = 1$.

Proposition 4: Si X est une v.a. discrète et D dénombrable tel que $X(D) \subseteq D$.

Alors 1) $\forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$, $P_X(A) = \sum_{i \in D \cap A} p_i$

$$2) P_X = \sum_{i \in D} p_i \delta_i$$

3) P_X admet comme densité par rapport à la mesure de comptage sur D la fonction f définie par $f(n) = \begin{cases} p_n & n \in D \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$.

Corollaire 5: Soient D un ensemble quelconque dénombrable et $(p_i)_{i \in D}$ une famille de réels positifs tq $\sum_{i \in D} p_i = 1$.

Alors on peut construire un espace probabilisé et une v.a. X sur cet espace tq $\forall i \in D, p_i = P(X=i)$.

Proposition 6: La loi image μ_f d'une loi discrète P par une application f est une loi discrète.

Proposition 7: Soient X et Y deux v.a. discrètes définies sur le même espace, elles sont indépendantes si $\forall x, y \in X(D) \times Y(D)$, $P(X=x, Y=y) = P(X=x)P(Y=y)$.

2) Les lois usuelles.

Définition 8: Soit $E = \Omega$ un ensemble fini. On appelle loi uniforme sur E la loi définie sur $\mathcal{P}(E)$ par: $P(\{e\}) = \frac{1}{|E|} \forall e \in E$.

Exemple 9: La variable aléatoire X représentant le résultat du lancer d'un dé non truqué suit la loi uniforme sur $\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$.

Définition 9: Soit $p \in]0, 1[$. On appelle loi de Bernoulli de paramètre p la loi $P = (1-p)\delta_0 + p\delta_1$.

Remarque 10: $\forall A \in \mathcal{F}, 1_A \hookrightarrow \mathcal{B}(\mathcal{P}(A))$. (A est le succès).

Exemple 11: L'événement précéder une paire dans un jeu de 52 cartes suit une loi de Bernoulli de paramètre $p = \frac{52 \times 3 \times 13}{52 \times 51}$.

Définition - proposition 12: Soient $n \in \mathbb{N}^*$ et $p \in]0, 1[$. On appelle loi binomiale de paramètre n et p noté $\mathcal{B}(n, p)$ la loi de la somme de n v.a. de Bernoulli indépendantes de même paramètre p . Si $X \hookrightarrow \mathcal{B}(n, p)$ on a alors $\forall k \in \{0, n\}$, $P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$.

Exemple 13: Si l'on lance n fois une pièce de monnaie équilibrée. Le nombre X de "pile" obtenus suit une $\mathcal{B}(n, \frac{1}{2})$.

Définition - proposition 13: Soient $(X_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$ une suite de v.a. indépendantes de loi $\mathcal{B}(p)$ avec $p \in]0, 1[$. On note $X := \min \{n \in \mathbb{N}^* \mid X_n = 1\}$.

Alors X suit une loi géométrique de paramètre p et on a $\forall k \in \mathbb{N}^*, P(X=k) = p(1-p)^{k-1}$.

Exemple 14: Si on lance une infinité de fois une pièce de monnaie de manière indépendante, la loi du premier pile suit une $\mathcal{G}(\frac{1}{2})$.

Définition 14: On dit qu'une v.a. X suit la loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ lorsque $\forall k \in \mathbb{N}, P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$.

Définition 15: La loi hypergéométrique de paramètre (N, n, k) où $N \in \mathbb{N}^*, n \in \{0, N\}$ et $k \in \{0, N\}$ est la loi image de la loi uniforme

sur $B(N, q)$ par $X: B(N, q) \xrightarrow{\omega} \prod_{j=1}^N \omega_j$
i.e. $\forall i \in \prod_{j=1}^N \{0, \dots, n_j-1\}$, $P(X=i) = \frac{\binom{N-n}{i} \binom{q-i}{N-i}}{\binom{N}{i}}$

Exemple 16: Soit une population de N individus composée de deux types distincts. On tire au hasard k individus dans cette population. On compte ensuite le nombre d'individus possédant un certain type. Si X est le nombre de ce type, la v.a. $X \mapsto H(N, n, k)$.

3) Moments.

Définition 17: Soit X une v.a. discrète réelle. On dit que X est intégrable lorsque $\mathbb{E}|X| < +\infty$. On a alors $\mathbb{E}[X] = \sum_{i \in \mathbb{Z}} x_i P(X=x_i)$.

Théorème 18 (transfert) Soit X une v.a. discrète et $f: \mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{R}$. Alors $\mathbb{E}[f(X)]$ est défini si $\sum_{i \in \mathbb{Z}} |f(x_i)| P(X=x_i) < +\infty$ et dans ce cas $\mathbb{E}[f(X)] = \sum_{i \in \mathbb{Z}} f(x_i) P(X=x_i)$.

Définition 19: Soit X une v.a. discrète, i.e. $\mathbb{E}[X^2] < +\infty$, on définit la variance de X par $V(X) = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2$.

Exemple 20: Soit $X \mapsto B(p)$, $\mathbb{E}[X] = p$ et $V(X) = p(1-p)$

2) Si $X \mapsto B(n, p)$, $\mathbb{E}[X] = np$ et $V(X) = np(1-p)$

3) Si $X \mapsto G(p)$, $\mathbb{E}[X] = \frac{1}{p}$ et $V(X) = \frac{1-p}{p^2}$

4) Si $X \mapsto P(1)$, $\mathbb{E}[X] = 1$ et $V(X) = 1$

5) Si $X \mapsto H(N, n, q)$, $\mathbb{E}[X] = \frac{qn}{N}$ et $V(X) = \frac{qn}{N} (1 - \frac{qn}{N}) \frac{N-1}{N}$.

II) Cas des v.a. entières

1) Convergence en loi

Rappel 21: Dans le cas général, X_n converge en loi vers X lorsque pour toutes fonctions continues bornées, $\mathbb{E}[f(X_n)] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}[f(X)]$.
Proposition 22: Soient $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ et X des v.a. définies sur des espaces probabilisés à valeurs dans $\mathbb{Z}$.
On a $X_n \xrightarrow{\text{loi}} X$ ssi $\forall k \in \mathbb{Z}$, $P(X_n = k) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(X = k)$.

Application 23: Pour $j \geq 1$, soit $X_j \sim H(N_j, n_j, q)$.

On suppose que $N_j \xrightarrow{j \rightarrow \infty} +\infty$ et $\frac{n_j}{N_j} \xrightarrow{j \rightarrow \infty} p$.

Alors $X_j \xrightarrow{j \rightarrow \infty} B(k, p)$.

2) Fonctions génératrices

Définition 24: On appelle fonction génératrice d'une v.a. X à valeurs dans $\mathbb{N}$ la fonction $z \mapsto G_X(z) = \mathbb{E}[z^X]$
 $= \sum_{k=0}^{\infty} P(X=k) z^k$.

Proposition 25: 1) La série entière définissant la fonction génératrice a un rayon de convergence ≥ 1 .

2) La fonction génératrice caractérise la loi.

3) Si $X \perp Y$, alors $\forall s, t \in]-1, 1[$, $G_{X+Y}(st) = G_X(s)G_Y(t)$.

Proposition 26: Soit X une v.a. entière.

X admet un moment d'ordre $r \in \mathbb{N}$ ssi $G_X(x) = r$ fois dérivable en 1 et dans ce cas $\mathbb{E}[X(X-1)\dots(X-r+1)] = G_X^{(r)}(1)$.

Proposition 27: Soient $X_n \mapsto B(n, p_n)$ où $n p_n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \lambda > 0$.
alors $G_{X_n}(z) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} G_X(z)$ où $X \mapsto P(\lambda)$.

Exemple 28: Soit $z \in]-1, 1[$.

1) Si $X \mapsto B(p)$, $G_X(z) = (1-p) + pz$

2) Si $X \mapsto B(n, p)$, $G_X(z) = ((1-p) + pz)^n$

3) Si $X \mapsto G(p)$, $G_X(z) = \frac{pz}{1-(1-p)z}$

4) Si $X \mapsto P(\lambda)$, $G_X(z) = e^{-\lambda(1-z)}$.

III) Caractères de Markov.

Dans toute cette partie E est un ensemble au plus dénombrable muni de la tribu $\mathcal{P}(E)$.

1) La propriété de Markov.

Définition 22: On dit qu'une suite de v.e. $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ a valeurs dans $(E, \mathcal{P}(E))$ est une chaîne de Markov lorsque $\forall (i_0, \dots, i_n) \in E^{n+1}$, la $P(\tilde{X}_{j=0}^{n-1}, X_j = i_j) > 0$, $P(X_n = i_n | \tilde{X}_{j=0}^{n-1}, X_j = i_j) = P(X_n = i_n | X_{n-1} = i_{n-1})$

Définition 30: On dit qu'une chaîne de Markov (X_n) est homogène lorsque $\forall (i, j) \in E^2$, $P(X_{n+1} = j | X_n = i)$ est indépendant de n . On note alors $P(i, j) \in E^2$, $P_{ij} = P(X_{n+1} = j | X_n = i)$.

$P = (P_{ij})_{i, j \in E}$ est la matrice de transition de la chaîne.

Proposition 31: La matrice de transition d'une chaîne de Markov est stochastique c.e. $\forall i, j \in E$, $P_{ij} \geq 0$ et $\sum_{j \in E} P_{ij} = 1 \quad \forall i \in E$.

Exemple 32: La matrice de transition de la chaîne de Markov en amont est $\begin{pmatrix} 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1 & 0 & 0 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$

Proposition 33: Soit (X_n) une chaîne de Markov homogène, la matrice de transition $(P_{ij})_{i, j \in E}$ est la loi initiale p_0 .

Remarque $\forall n \geq 1$, $\forall i_0, \dots, i_n \in E$, $P(X_0 = i_0, \dots, X_n = i_n) = p_0(i_0) P_{i_0 i_1} \dots P_{i_{n-1} i_n}$

Théorème 34: Soient (X_n) une chaîne de Markov et $i_0, \dots, i_n \in E$.

$L(P^k(X) | \tilde{X}_{j=0}^n, X_j = i_j) = L(X | X_0 = i_0)$ où $P^k = (P_{ij}^k)_{i, j \in E}$, $(P_{ij}^k)_{i, j \in E}$.

Théorème 35: Soient $X = (X_n)$ une chaîne de Markov définie à un temps d'arrêt pour la filtration $(\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n))$.

Soit P évidemment $(X_T = i) \cap (T < +\infty)$, $L(P^T(X) | \mathcal{F}_T) = L(X | X_0 = i)$.

2) Mesures Invariantes

Définition 36: On dit qu'une probabilité sur E est une mesure asymptotique de la chaîne $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ lorsque il existe $p \in \mathcal{P}(E)$ telle que $n \cdot p$ sur la loi de X_0 , alors $X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} p$.

Définition 37: On dit qu'une mesure positive sur E est une mesure invariante de la chaîne lorsque $\forall P \mu = \mu$.

Proposition 38: Soit p une probabilité sur E . L.A.S.S.E.

1) p est une mesure asymptotique de la chaîne.

2) p est une mesure invariante de la chaîne

3) $L(X_0) = p \Rightarrow L(X_n) = p \quad \forall n \in \mathbb{N}$

Théorème 39: Toute chaîne de Markov homogène a valeur dans un ensemble fini admet au moins une mesure invariante.

3) Récurrent et Transient

Notation 40: Soit $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ une chaîne de Markov à valeurs dans E et $n_0 \in \mathbb{N}$. $N_n := \#\{m \geq 0, X_m = i\}$

$\tau_i^n = \inf\{k \geq 0, X_k = i\}$ et $\tau_i^0 = \inf\{n \geq 0, X_n = i\}$.

Définition 41: $i \in E$ est récurrent pour la chaîne de Markov $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ lorsque $P_i(\tau_i < +\infty) = 1$. Il est transient lorsque $P_i(\tau_i < +\infty) < 1$.

Lemme 42: $i \in E$ est récurrent ssi $E[N_i] = +\infty$.

Application 43: Les états de la marche aléatoire symétrique

sur $\mathbb{Z}^d$ sont récurrentsssi $d \leq 2$.

Ex 2