VII - Variables aléatoires discrètes infinies

Révisions

Variables aléatoires discrètes finies.

I - Variables aléatoires discrètes infinies

I.1 - Loi de probabilité

Définition 1 - Variable aléatoire discrète infinie

Une variable aléatoire X est discrète infinie si les valeurs prises par X sont en nombre infini et peuvent être indexées par \mathbb{N} . On notera

$$X(\Omega) = \{x_0, x_1, x_2, x_3, \ldots\} = \{x_i, i \in \mathbb{N}\}.$$

Dans toute la suite, on se limitera aux variables aléatoires qui ne prennent que des valeurs positives.

Exemple 1

- Un dé est lancé jusqu'à obtenir la valeur 6. On note T le rang du lancer où le premier 6 est obtenu. La variable aléatoire T peut prendre les valeurs :
 - \star 1 si le 6 appraît au premier lancer,
 - * 2 si le 1^{er} lancer n'est pas un 6 et que le 2^e l'est,
 - \star 3 si les 1 er et 2 e lancers ne sont pas des 6 et que le 3 e l'est,

Ainsi,
$$T(\Omega) = \{1, 2, 3, \ldots\} = \mathbb{N}^*$$
.

• Une étudiante collectionne les cartes de 23 joueurs de foot de son équipe nationale qui sont distribuées dans des tablettes de chocolat. On note T le nombre de tablettes ache-

tées pour que sa collection soit complète. La variable aléatoire T peut prendre les valeurs :

- * 23 si elle a obtenu à chaque achat une carte différente,
- * 24 si elle a obtenu exactement une carte en double,

* ..

Ainsi, $T(\Omega) = \{24, 25, 26, \ldots\}.$

Définition 2 - Loi de probabilité

Soit X une variable aléatoire discrète infinie. La loi de probabilité de X est la donnée :

- des valeurs x_0, x_1, x_2, \ldots prises par X,
- de la famille infinie de probabilités

$$(\mathbf{P}([X=x_0]), \mathbf{P}([X=x_1]), \dots, \mathbf{P}([X=x_n]), \dots).$$

Exemple 2 - Instant du premier Pile

On note T le numéro du premier lancer permettant d'obtenir Pile lors de lancers successifs et indépendants d'une pièce de monnaie qui renvoie Pile avec probabilité $\frac{1}{3}$ et Face avec probabilité $\frac{2}{3}$. D'une part, $T(\Omega) = \mathbb{N}^*$.

D'autre part,

• [T=1] correspond à obtenir un Pile lors du premier lancer. Ainsi,

$$\mathbf{P}\left([T=1]\right) = \frac{1}{3}.$$

• [T=2] correspond à obtenir Face lors du premier lancer et Pile lors du second lancer. Ainsi,

$$\mathbf{P}([T=2]) = \mathbf{P}(\{(F,P)\}) = \frac{2}{3} \times \frac{1}{3}.$$

 \bullet [T=3] correspond à obtenir Face lors des 2 premiers lan-

cers et Pile lors du troisième lancer. Ainsi,

$$\mathbf{P}([T=3]) = \mathbf{P}(\{(F, F, P)\}) = \frac{2}{3} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{3}.$$

- . . .
- [T = n] correspond à obtenir Face lors des n 1 premiers lancers et Pile lors du n^{e} lancer. Ainsi,

$$\mathbf{P}([T=n]) = \mathbf{P}(\{(F, F, \dots, F, P)\}) = \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} \times \frac{1}{3}.$$

Ainsi, $\forall k \ge 1$, $\mathbf{P}([T = k]) = \frac{1}{3} \times (\frac{2}{3})^{k-1}$.

La loi de T peut être représentée dans un tableau contenant une infinité de colonnes :

Si on n'obtient Pile à aucun des lancers, on peut noter $T=+\infty$. Cependant, la propriété suivante montre que cet événement est de probabilité nulle.

Définition 3 - Système complet

Si X est une variable aléatoire discrète infinie, la famille d'événements ($[X=x_0], [X=x_1], [X=x_2], \ldots$) est un système complet d'événements. En particulier,

$$\sum_{k=0}^{+\infty} \mathbf{P}\left([X=x_k]\right) = 1.$$

Exemple 3 - Instant du premier Pile

En reprenant l'exemple précédent,

$$\sum_{k=1}^{+\infty} \mathbf{P}([T=k]) = \sum_{k=1}^{+\infty} \left[\left(\frac{2}{3} \right)^{k-1} \times \frac{1}{3} \right]$$
$$= \frac{1}{3} \times \left(\frac{2}{3} \right)^{-1} \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{2}{3} \right)^{k}$$
$$= \frac{1}{3} \times \frac{3}{2} \times \frac{2}{3} \times \frac{1}{1 - \frac{2}{3}} = 1.$$

I.2 - Fonction de répartition

Définition 4 - Fonction de répartition

Soit X une variable aléatoire discrète infinie. La fonction de répartition de X est la fonction F_X définie pour tout x réel par $F_X(x) = \mathbf{P}([X \leq x])$.

Exemple 4 - Instant du premier Pile

On note T le rang du premier lancer permettant d'obtenir Pile lors de lancers successifs et indépendants d'une pièce de monnaie qui renvoie Pile avec probabilité $\frac{1}{3}$ et Face avec probabilité $\frac{2}{3}$.

- Si x < 1, $\mathbf{P}([T \leqslant x]) = \mathbf{P}(\emptyset) = 0$.
- Si $1 \le x < 2$, $\mathbf{P}([T \le x]) = \mathbf{P}([T = 1]) = \frac{1}{3}$.
- Si $2 \le x < 3$,

$$\mathbf{P}([T \leqslant x]) = \mathbf{P}(T \in \{1, 2\}) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{2}{3} = \frac{5}{9}$$

• Si $3 \le x < 4$,

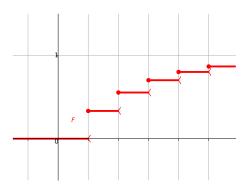
$$\mathbf{P}([T \leqslant x]) = \mathbf{P}(T \in \{1, 2, 3\}) = \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \times \left(\frac{2}{3}\right)^2 = \frac{19}{27}.$$

- . . .
- Si $n \leqslant x < n+1$,

$$\mathbf{P}([T \leqslant x]) = \mathbf{P}(T \in [1, n]) = \sum_{k=1}^{n} \frac{1}{3} \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} = 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^{n}.$$

• ..

On obtient le graphe suivant :



Proposition 1 - Fonction de répartition

Soit F la fonction de répartition d'une variable aléatoire discrète infinie et à valeurs positives.

- F est à valeurs dans [0,1].
- $\forall x < 0, F(x) = 0.$
- $\lim_{x \to +\infty} F(x) = 1$.

I.3 - Espérance et Variance

Définition 5 - Espérance

Soit X une variable aléatoire discrète infinie à valeurs positives. Notons $X(\Omega) = \{x_i, i \in \mathbb{N}\}.$

La variable aléatoire X admet une espérance si la série $\sum x_i \mathbf{P}\left([X=x_i]\right)$ est convergente. L'espérance de X est alors :

$$\mathbf{E}[X] = \sum_{i=0}^{+\infty} x_i \mathbf{P}([X = x_i]).$$

Exemple 5 - Instant du premier pile

On note T le rang du premier lancer permettant d'obtenir Pile lors de lancers successifs et indépendants d'une pièce de monnaie qui renvoie Pile avec probabilité $\frac{1}{3}$ et Face avec probabilité $\frac{2}{3}$.

On admet que pour tout $x \in [0,1[,\sum_{n=1}^{+\infty}nx^{n-1}=\frac{1}{(1-x)^2}]$. Alors, comme $\frac{2}{3} \in [0,1[,\sum n\left(\frac{2}{3}\right)^{n-1}]$ converge et

$$\mathbf{E}[T] = \sum_{n=1}^{+\infty} n \times \frac{1}{3} \times \left(\frac{2}{3}\right)^{n-1} = \frac{1}{3} \times \frac{1}{\left(1 - \frac{2}{3}\right)^2} = 3.$$

Proposition 2 - Linéarité de l'espérance

Soient X, Y deux variables aléatoires discrètes infinies admettant une espérance et a un réel. Alors,

$$\mathbf{E}\left[aX+Y\right] = a\mathbf{E}\left[X\right] + \mathbf{E}\left[Y\right].$$

Exemple 6 - Instant du premier pile

Un joueur joue à Pile ou Face, avec une pièce qui renvoie Pile avec probabilité $\frac{1}{3}$, contre son banquier qui lui propose le contrat suivant :

- $\bullet\,$ le joueur paye 40 euros pour jouer,
- la pièce de monnaie est lancée successivement jusqu'à obtenir Pile. Il gagne 10 euros lors de chacun de ces lancers. En notant G le gain du joueur et T le nombre de lancers effectués, alors $G = 10 \times T 40$. En utilisant les propriétés précédentes,

$$\mathbf{E}[G] = 10 \times \mathbf{E}[T] - 40 = 10 \times 3 - 40 = -10.$$

Théorème 1 - Théorème de transfert

Soit X une variable aléatoire discrète infinie à valeurs positives et f une fonction réelle à valeurs positives. Notons

$$X(\Omega) = \{x_i, i \in \mathbb{N}\}.$$
 Si $\sum f(x_i)\mathbf{P}([X = x_i])$ converge, alors

$$\mathbf{E}[f(X)] = \sum_{i=0}^{+\infty} f(x_i) \mathbf{P}([X = x_i]).$$

Définition 6 - Variance, Écart-type

Soit X une variable aléatoire discrète infinie. Notons $X(\Omega) = \{x_i, i \in \mathbb{N}\}$. Si $\sum x_i^2 \mathbf{P}([X = x_i])$ converge, alors X admet une variance et

$$\mathbf{V}(X) = \mathbf{E}\left[(X - \mathbf{E}[X])^2 \right].$$

L'écart-type de X est la quantité $\sigma(X) = \sqrt{\mathbf{V}(X)}$.

Proposition 3 - Propriétés de la variance

Soit X une variable aléatoire discrète infinie qui admet une variance et a, b deux réels.

- Formule de **Kœnig-Huygens**. $\mathbf{V}(X) = \mathbf{E}[X^2] \mathbf{E}[X]^2$.
- $\mathbf{V}(aX+b) = a^2\mathbf{V}(X)$.

Exemple 7 - Pile/Face contre le banquier

On reprend l'exemple précédent et on admet que $\mathbf{V}\left(T\right)=6.$ Alors,

$$\mathbf{V}(G) = \mathbf{V}(10T - 40) = 10^2 \mathbf{V}(T) = 600$$

et $\sigma(G) \simeq 24.5$.

II - Lois usuelles

II.1 - Loi géométrique

Définition 7 - Loi géométrique

Soit $p \in]0,1[$. La variable aléatoire T suit une loi $g\acute{e}om\acute{e}trique$ de paramètre p si

- $T(\Omega) = \mathbb{N}^*$,
- $\forall k \in \mathbb{N}^*, \mathbf{P}(T = k) = p(1 p)^{k-1}.$

On note $T \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$.

Loi géométrique

39

Si X est le premier instant de succès dans un schéma de Bernoulli dont la probabilité de succès vaut p, alors X suit une loi géométrique de paramètre p.

Proposition 4 - Espérance, Variance

Soit $T \hookrightarrow \mathcal{G}(p)$. On admet que

$$\mathbf{E}\left[T\right] = \frac{1}{p} \text{ et } \mathbf{V}\left(T\right) = \frac{1-p}{p^2}.$$

Exemple 8 - Instant du premier pile

Reprendre les exemples de la partie précédente.

II.2 - Loi de Poisson

Définition 8 - Loi de Poisson

Soit $\lambda>0.$ La variable aléatoire Z suit une loi de Poisson de paramètre λ si

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

On note $Z \hookrightarrow \mathscr{P}(\lambda)$.

Loi de Poisson

Étant donnée une suite de N épreuves de Bernoulli dont la probabilité de succès est égale à p. Si N est grand et p est petit, la variable aléatoire égale au nombre de succès suit approximativement une loi de Poisson de paramètre $\lambda = Np$.

Proposition 5 - Espérance, Variance

Soit $Z \hookrightarrow \mathcal{P}(\lambda)$. On admet que

$$\mathbf{E}[Z] = \lambda \text{ et } \mathbf{V}(Z) = \lambda.$$

Exemple 9 - Accidentés

Une banque accorde quotidiennement des crédits. Étant donné un crédit, la probabilité qu'il revienne au service contentieux dans un laps de temps d'un an est égale à 4%. On suppose que 100 crédits ont été accordés au mois de janvier.

On note X le nombre de ces crédits qui sont revenus au service contentieux un an plus tard. Comme X compte le nombre de succès (contentieux) lors d'une suite de 100 épreuves de Bernoulli de probabilité de succès 4%, alors $X \hookrightarrow \mathscr{B}\left(100, \frac{4}{100}\right)$. Ainsi, $\mathbf{E}\left[X\right] = 4$.

On suppose que X peut être approchée par une variable aléatoire Z suivant une loi de Poisson de paramètre $\mathbf{E}[X]$. On donne la

table approchée d'une loi de Poisson de paramètre 4 ci-dessous :

Alors.

- $P(X = 0) \simeq P(Z = 0) \simeq 0.018$.
- $\mathbf{P}(X \le 3) \simeq \mathbf{P}(Z \le 3) \simeq 0.018 + 0.073 + 0.147 + 0.195 \simeq 0.433.$
- $P(X > 3) = 1 P(X \le 3) \simeq 1 0.433 \simeq 0.567.$