



CHAPITRE 1 : TRANSFORMATIONS DE VARIABLES ALEATOIRES

Table des matières

1.	Transformations.....	1
1.1.	Cas où X et Y sont des variables aléatoires discrètes	1
1.2.	Cas où X est une v.a continue et Y est une v.a. discrète	1
1.3.	Cas où X et Y sont des variables aléatoires continues	2
2.	Espérance d'une variable aléatoire transformée	3
2.1.	Cas où X est une variable aléatoire discrète	3
2.2.	Cas où X est une variable aléatoire continue	3
	Exercices	4

1. TRANSFORMATIONS

Soit (Ω, \mathcal{A}, P) un espace probabilisé. Soient X une variable aléatoire sur (Ω, \mathcal{A}) avec $X(\Omega) \subset \mathbb{R}$ et φ une application de \mathbb{R} dans \mathbb{R} . On pose alors $Y = \varphi(X)$ et on suppose que Y est une variable aléatoire.

1.1. Cas où X et Y sont des variables aléatoires discrètes

Si X est une variable aléatoire discrète de support D_X et de fonction de masse p_X , alors Y est une variable aléatoire discrète de support $D_Y = \varphi(D_X)$ et de fonction de masse

$$p_Y(x) = \begin{cases} \sum_{x \in \{x, \varphi(x)=y\} \cap D_X} p_X(x) & \text{si } y \in D_Y \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

1.2. Cas où X est une v.a continue et Y est une v.a. discrète

Si X est une variable aléatoire continue de support D_X et de fonction de densité f_X . Si de plus $\varphi(D_X)$ est un ensemble discret, alors Y est une variable aléatoire discrète de support $D_Y = \varphi(D_X)$ et de fonction de masse

$$p_Y(x) = \begin{cases} \int_{x \in \{x, \varphi(x)=y\} \cap D_X} f(x) dx & \text{si } y \in D_Y \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

1.3. Cas où X et Y sont des variables aléatoires continues

Supposons que X soit une variable aléatoire continue de support D_X et de fonction de densité f_X et de fonction de répartition F_X . On suppose de plus que l'application φ est dérivable. On cherche f_Y et F_Y les fonctions de densité et répartition de la variable $Y=\varphi(X)$ de support $D_Y=\varphi(D_X)$.

Cas où φ est strictement monotone

Si φ est strictement monotone, elle est bijective, donc φ^{-1} existe.

- Si φ est strictement croissante, on a $F_X(t)=P(X<t)=P(Y<\varphi(t))=F_Y(\varphi(t))$, d'où

$$F_Y(t)=F_X(\varphi^{-1}(t)).$$

En dérivant $F_X(x)=F_Y(\varphi(x))$ de chaque coté, on obtient $f_X(x)=\varphi'(x)\times f_Y(\varphi(x))$, soit

$$f_Y(y)=\frac{f_X(x)}{\varphi'(x)}=\frac{f_X(\varphi^{-1}(y))}{\varphi'(\varphi^{-1}(y))}.$$

- Si φ est strictement décroissante, on a $F_X(x)=P(X<x)=P(Y>\varphi(x))=1-F_Y(\varphi(x))$, d'où

$$F_Y(x)=1-F_X(\varphi^{-1}(x)).$$

En dérivant $F_X(t)=1-F_Y(\varphi(x))$ de chaque coté, on obtient $f_X(x)=-\varphi'(x)\times f_Y(\varphi(x))$, soit

$$f_Y(y)=-\frac{f_X(x)}{\varphi'(x)}=-\frac{f_X(\varphi^{-1}(y))}{\varphi'(\varphi^{-1}(y))}.$$

On obtient donc la forme générale,

$$f_Y(y)=\begin{cases} \frac{f_X(\varphi^{-1}(y))}{|\varphi'(\varphi^{-1}(y))|} & \text{si } y \in D_Y \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

Exemple

Soit φ la fonction exponentielle, donc φ est strictement croissante et φ^{-1} est la fonction logarithme. Alors la variable aléatoire $Y=\varphi(X)$ a son support inclus dans \mathbb{R}_+ et pour fonction de densité,

$$f_Y(y)=\frac{f_X(\ln(y))}{\exp(\ln(y))}=\frac{f_X(\ln(y))}{y}$$

Par exemple si X une variable aléatoire continue de loi exponentielle de paramètre 2,

$$f_X(x)=\begin{cases} 2e^{-2x} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

alors

$$f_Y(y)=\begin{cases} 2y^{-3} & \text{si } y \geq 1 \\ 0 & \text{si } 0 \leq y < 1 \end{cases}.$$

On peut remarquer que Y est bien une variable aléatoire que $\int_0^{+\infty} f_Y(y)dy=1$.

Cas où φ est quelconque

Le principe est le même mais il est difficile de le traiter de façon général. On cherche toujours à identifier la fonction de répartition $F_Y(y)$ en cherchant l'antécédent pour X de l'événement $Y < y = \varphi(x)$.

Par exemple, si $Y = X^2$ avec X définie sur \mathbb{R} , alors

$$F_Y(y) = P(Y < y) = P(X^2 < y) = P(-\sqrt{y} < X < \sqrt{y}) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$$

En dérivant, on obtient

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})).$$

2. ESPERANCE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE TRANSFORMEE

2.1. Cas où X est une variable aléatoire discrète

Si X est une variable aléatoire discrète de support D_X et de fonction de masse p_X , on rappelle que

$$E[\varphi(X)] = \sum_{x \in D_X} \varphi(x) p_X(x).$$

En particulier, la fonction génératrice d'une variable aléatoire discrète est définie par

$$M_X(t) = \sum_{k \in D_X} e^{tk} p_X(k),$$

et sa fonction caractéristique est donnée par

$$\Phi_X(w) = \sum_{k \in D_X} e^{i w k} p_X(k).$$

2.2. Cas où X est une variable aléatoire continue

Si X est une variable aléatoire continue de support D_X et de fonction de densité f_X , on rappelle que

$$E[\varphi(X)] = \int_{D_X} \varphi(x) f_X(x) dx.$$

En particulier, la fonction génératrice d'une variable aléatoire continue est définie par

$$M_X(t) = \int_{D_X} e^{tx} f_X(x) dx,$$

et sa fonction caractéristique est donnée par

$$\Phi_X(w) = \int_{D_X} e^{i w x} f_X(x) dx.$$

Remarque : Dans les deux cas, il faut s'assurer de la convergence sauf pour la fonction caractéristique qui converge toujours.

EXERCICES

Exercice 0

Déterminer les fonctions caractéristiques et génératrices des lois usuelles et en déduire les moments d'ordre un et deux.

Exercice 1

On dit que Y une variable aléatoire continue est de loi Lognormale de paramètres μ et σ^2 si la variable aléatoire $X=\ln Y$ suit une loi normale d'espérance μ et de variance σ^2 .

- 1) Déterminer le support de Y.
- 2) Exprimer la fonction de répartition de Y en fonction de la fonction de répartition de X puis en fonction de la fonction de répartition de la loi normale $N(0,1)$.
- 3) Montrer alors que la fonction de densité de Y est

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{y\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln y - \mu}{\sigma}\right)^2} & \text{si } y > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} .$$

- 4) Déterminer l'espérance et la variance de Y.

La taille (en millimètre) de grains de sable produits par une entreprise est une variable aléatoire de une loi Lognormale de paramètres $\mu=0,05$ et $\sigma^2=0,01$.

- 5) Calculer la proportion des grains ayant une taille inférieure à 1 millimètre.
- 6) Déterminer la taille moyenne des grains.

Exercice 2

La quantité annuelle de précipitations (en cm) dans une certaine région est distribuée selon une loi normale X d'espérance $\mu=140$ et de variance $\sigma^2=16$.

- 1) Quelle est la probabilité pour que la quantité de précipitations soit comprise entre 138 et 144 ?
- 2) Déterminer la quantité de précipitations q pour que $P(X>q)=0.2$.

Avec le dérèglement climatique, les scientifiques prévoient que la quantité de précipitations dans dix ans sera distribuée selon une nouvelle variable aléatoire définie par

$$Y=X^2.$$

- 3) Déterminer le support de Y.
- 4) Calculer la fonction de répartition de Y (F_Y) en fonction de celle de X (F_X).
- 5) En déduire la fonction de densité de Y.

Exercice 3

Soit X une variable aléatoire de loi normale centrée réduite. On définit alors

$$Y=|X|.$$

- 1) Définir le support de Y.
- 2) Déterminer sa fonction de densité.

Exercice 4

Soient X_1 et X_2 deux variables aléatoires indépendantes suivant une loi de Poisson de paramètres respectifs λ_1 et λ_2 tels que $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$.

On note D_{X_1} (resp. D_{X_2}) le support de X_1 (resp. X_2), et F_1 (resp. F_2) la fonction de répartition associée à X_1 (resp. X_2).

- 1) On définit une nouvelle variable aléatoire par $Y = \max(X_1, X_2)$. Quel est le support de Y ? Exprimer la fonction de répartition de Y en fonction de F_1 et F_2 .
- 2) Soit maintenant la variable aléatoire $Z = X_1 + X_2$.
 - (a) Quel est le support de Z ?
 - (b) Exprimer la fonction génératrice des moments de Z en fonction de celles de X_1 et X_2 .
 - (c) Calculer $P(Z=0)$, $P(Z=1)$, $P(Z=2)$.
 - (d) Déterminer la fonction de masse associée à Z .

On rappelle la formule du binôme du Newton : $(a + b)^k = \sum_{i=0}^k C_k^i a^i b^{k-i}$