Chapitre 16- Compléments sur les variables aléatoires réelles

Dans tout ce chapitre, on considère un espace probabilisé (Ω, \mathcal{A}, P) .

Les variables aléatoires considérées seront définies sur cet espace probabilisé.

Les variables considérées sont quelconques. En particulier, les résultats qui y sont présentés s'appliquent aussi bien aux variables aléatoires discrètes qu'aux variables aléatoires à densité.

1 Compléments sur l'indépendance

Définition 1 (Indépendance de deux variables aléatoires réelles)

Soient X et Y des variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) . On dit que X et Y sont **indépendantes** (pour la probabilité P) si pour tous intervalles réels I et J on a :

$$P([X \in I] \cap [Y \in J]) = P([X \in I]) P([Y \in J]).$$

Méthode 1

1. Pour montrer que deux variables aléatoires réelles X et Y sont indépendantes il faut montrer que :

$$P([X \in I] \cap [Y \in J]) = P([X \in I]) P([Y \in J])$$
 pour tous les intervalles réels I et J .

2. Pour montrer que deux variables aléatoires réelles X et Y ne sont pas indépendantes il suffit de montrer que :

 $P([X \in I] \cap [Y \in J]) \neq P([X \in I]) P([Y \in J])$ pour (au moins) un intervalle I et un intervalle J.

Exemple 1

Soit X une variable aléatoire à densité dont une densité f est donnée par

$$\forall x \in \mathbb{R}, \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}.$$

Soit ε une loi discrète suivant une loi uniforme sur $\{-1,1\}$ et indépendante de X. On note $Y = \varepsilon X$.

	•
1.	Reconnaître la loi de X.
2.	À l'aide de la formule des probabilités totales montrer que pour tout $t \in \mathbb{R}$, $P(X \le t) = P(Y \le t)$.
3.	En déduire la loi de Y.

4. Montrer que ε et Y sont indépendantes.

	2 (Loi du minimum de deux variables aléatoires réelles indépendantes) at X et Y deux variables aléatoires réelles indépendantes et soit $Z = \min(X, Y)$.
prii	mer la fonction de répartition F_Z de Z en fonction des fonctions de répartition F_X de X et F_Y de Y .
1.	Montrons que : $\forall t \in \mathbb{R}$, $[Z > t] = [X > t] \cap [Y > t]$.
2.	En déduire : $\forall t \in \mathbb{R}$, $P([Z > t]) = P([X > t])P([Y > t])$.
3.	Conclure.

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles indépendantes et soit Z = max(X, Y).

Exprimer la fonction de répartition F_Z de Z en fonction des fonctions de répartition F_X de X et F_Y de Y.

Test 2 (Voir solution.)

Soient a et b deux réels strictement positifs et $X \hookrightarrow \mathcal{E}(a)$, $Y \hookrightarrow \mathcal{E}(b)$ deux variables aléatoires indépendantes.

- 1. On pose U = max(X,Y). Déterminer la fonction de répartition de U.
- 2. On pose V = min(X, Y).
 - (a) Déterminer la fonction de répartition de V.
 - (b) Reconnaître la loi de V.

Définition 2 (Indépendance mutuelle de variables aléatoires réelles)

Soit n un entier supérieur ou égal à 2 et soient $X_1,...,X_n$ des variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) .

• On dit que $X_1,...,X_n$ sont **mutuellement indépendantes** si pour tous intervalles $I_1,...,I_n$ de $\mathbb R$ on a :

$$P\left(\bigcap_{k=1}^{n} [X_k \in I_k]\right) = \prod_{k=1}^{n} P\left([X_k \in I_k]\right).$$

• Plus généralement, si $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ est une suite de variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) . On dit que les variables $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ sont **mutuellement indépendantes** si pour tout $n \ge 2, X_1, \ldots, X_n$ sont mutuellement indépendantes.

Proposition 1

- 1. Soient $X_1 \hookrightarrow \mathcal{N}(\mu_1, \sigma_1^2)$ et $X_2 \hookrightarrow \mathcal{N}(\mu_2, \sigma_2^2)$ deux variables aléatoires **indépendantes** alors $X_1 + X_2$ suit une loi normale $\mathcal{N}(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.
- 2. Soient $X_1, ..., X_n$ avec $n \ge 2$ des variables aléatoires **mutuellement indépendantes** telles que :

$$\forall i \in [1, n], \quad X_i \hookrightarrow \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2).$$

Alors $X_1 + \cdots + X_n$ suit une loi normale $\mathcal{N}(\mu_1 + \cdots + \mu_n, \sigma_1^2 + \cdots + \sigma_n^2)$.

Proposition 2 (Lemme des coalitions)

Soient $X_1, ..., X_n$ $(n \ge 2)$ des variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) .

Si $X_1,...,X_n$ sont mutuellement indépendantes alors toute variable aléatoire fonction de $X_1,...,X_k$ est indépendante de toute variable aléatoire fonction de $X_{k+1},...,X_n$.

Exemple 3

Si X₁,...,X₅ sont des variables aléatoires réelles mutuellement indépendantes alors

2 Compléments sur l'espérance, la variance

En première année, vous avez rencontré la notion d'espérance pour les variables aléatoires réelles discrètes et cette année pour les variables aléatoires réelles à densité. Même si la définition de la notion d'espérance/variance pour une variable aléatoire quelconque est largement hors-programme, les propriétés suivantes sont à retenir.

Proposition 3 (Linéarité de l'espérance)

- 1. Soient X et Y deux variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) . Si X et Y admettent une espérance alors X + Y admet une espérance et E(X + Y) = E(X) + E(Y).
- 2. Plus généralement, soient n un entier supérieur ou égal à 2 et $X_1, ..., X_n$ des variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) possédant une espérance. Alors $X_1 + \cdots + X_n$ admet une espérance et $E(X_1 + \cdots + X_n) = E(X_1) + \cdots + E(X_n)$.

Proposition 4 (Espérance du produit de variables indépendantes)

- 1. Soient X et Y deux variables aléatoires réelles **indépendantes** définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) . Si X et Y admettent une espérance alors XY admet une espérance et E(XY) = E(X)E(Y).
- 2. Plus généralement, soient n un entier supérieur ou égal à 2 et $X_1, ..., X_n$ des variables aléatoires réelles **mutuellement indépendantes** définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) possédant une espérance. Alors $X_1 \times \cdots \times X_n$ admet une espérance et $E(X_1 \times \cdots \times X_n) = E(X_1) \times \cdots \times E(X_n)$.

Remarque 1

Ces résultats sont valables pour des variables aléatoires quelconques. Par exemple, si X est discrète et Y est à densité, les variables X + Y ou XY peuvent n'être ni discrètes ni à densité et les résultats ci-dessus permettent alors, dans certains cas, de calculer leur espérance (sous réserve d'existence).

Exemple 4

	l les variables ale				sur {-1,1}, X u	ne loi normale	centrée
eduite et X	et ε sont indépe	endantes. On no	te $Y = \varepsilon X$. Calcul	er E(XY).			

Proposition 5 (Variance de la somme de variables indépendantes)

- 1. Soient X et Y deux variables aléatoires réelles **indépendantes** définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) . Si X et Y admettent une variance alors X + Y admet une variance et V(X + Y) = V(X) + V(Y).
- 2. Plus généralement, soient n un entier supérieur ou égal à 2 et $X_1, ..., X_n$ des variables aléatoires réelles **mutuellement indépendantes** définies sur (Ω, \mathcal{A}, P) possédant une variance. Alors $X_1 + \cdots + X_n$ admet une variance et $V(X_1 + \cdots + X_n) = V(X_1) + \cdots + V(X_n)$.

Proposition 6 (Croissance de l'espérance)

Soient X et Y deux variables aléatoires réelles définies sur (Ω, \mathscr{A}, P) et possédant une espérance. Si $P(X \leqslant Y) = 1$ (on dit que X prend des valeurs inférieures à celles de Y presque sûrement) alors :

$$E(X) \leq E(Y)$$
.

3 Objectifs

- 1. Savoir montrer que deux variables aléatoires quelconques sont/ne sont pas indépendantes. Savoir montrer que des variables aléatoires quelconques sont/ne sont pas mutuellement indépendantes.
- 2. Savoir étudier le min et max de deux variables aléatoires quelconques, de deux variables aléatoires à densité.