

Examen de Théorie du Risque

2h00

Pas de document, pas de calculatrice.

Notations Soit $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ un espace probabilisé sur lequel seront définies toutes les variables aléatoires. Lorsqu'une variable aléatoire N interviendra, on notera F_N sa fonction de répartition, \mathbb{P}_N sa mesure de probabilité et P_N sa fonction génératrice des probabilités. Lorsqu'une suite $(X_n)_{n \geq 1}$ de variables aléatoires interviendra où tous les X_n auront la même loi, on notera F_X la fonction de répartition identique et de même pour les autres quantités introduites pour N .

Exercice 1 - Modèle collectif (5 pt). On se place dans le cadre standard modèle collectif dont on reprend les notations. On supposera que N et les X_n sont intégrables.

Partie A

1. On suppose que $\mathbb{P}(N = 0) = 0$. Montrez que les variables aléatoires $\frac{S}{N}$ et N ne sont pas corrélées.
2. Sont-elles indépendantes ?

Partie B

On suppose N suit une loi de Poisson de paramètre $\lambda > 0$ que la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ n'est pas identiquement et indépendamment distribuée mais $X_n \sim \mathcal{G}(n - 1, \beta)$, $\forall n \geq 1$ où $\mathcal{G}(0, \beta)$ est la variable aléatoire constante qui vaut 0 (c'est-à-dire que $X_1 = 0$).

Montrez que

$$\mathbb{E}(S) = \frac{\lambda^2}{2\beta}$$

Exercice 2 - VaR et Dominance stochastique (2 pt). Soient X et Y deux variables aléatoires réelles. Montrez que

$$\forall \alpha \in]0, 1[, \text{VaR}(X; \alpha) \leq \text{VaR}(Y; \alpha) \iff X \leq_1 Y.$$

Exercice 3 - Modèle individuel (3,5 pt) Un assureur détient n polices d'assurance. Pour tout $i \in \{1, \dots, n\}$, on note S_i le montant du sinistre positif éventuel associé à la police i . On pose $p_i := \mathbb{P}(S_i > 0)$ et, en loi, $X_i := S_i | \{S_i > 0\}$.

1. En introduisant des variables aléatoires Z_i de loi de Bernoulli, décrire la charge totale des sinistres de l'assureur dans le cadre du modèle individuel.
2. Calculer son espérance en fonction de p_i et de $\mathbb{E}(X_i)$.
3. Calculez sa variance en fonction de p_i , $\text{Var}(X_i)$ et de $\mathbb{E}(X_i)$ (on supposera que pour tout $i \in \{1, \dots, n\}$, $X_i \in L^2$).

Exercice 4 - Modèle collectif et Théorie de la ruine (5 pt). Soient N_0 une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} et $(Y_k)_{k \geq 1}$ une suite de variables aléatoires i.i.d à valeurs dans \mathbb{R} et indépendante de N_0 . Soient $h_N : \mathbb{R} \times \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$ et $h_X : \mathbb{R} \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ deux fonctions mesurables. Soit $z \in \mathbb{R}$. On pose

$$S[z] := \sum_{k=1}^{h_N(z, N_0)} h_X(z, Y_k).$$

On pose $m_N(z) := \mathbb{E}[h_N(z, N_0)]$ et $m_X(z) := \mathbb{E}[h_X(z, Y_1)]$.

1. Donnez l'espérance de $S[z]$ en fonction de m_N , de m_X et de z .
2. On introduit une variable aléatoire Z à valeurs dans \mathbb{R} , indépendante de N_0 et de $(Y_k)_{k \geq 1}$. On définit

$$S^* := S[Z].$$

Montrez que

$$\mathbb{E}[S^*] = \int_{\mathbb{R}} m_N(z) m_X(z) d\mathbb{P}_Z(z).$$

3. Soit $z \in \mathbb{R}$, on introduit $(N_t[z])_{t \geq 0}$ un processus de Poisson de paramètre $\lambda(z)$ où $\lambda : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+^*$ est une fonction mesurable positive. Le processus $(N_t[z])_{t \geq 0}$ est indépendant des $(Y_k)_{k \geq 1}$.

On pose :

$$S_t[z] := \sum_{k=1}^{N_t[z]} h_X(z, Y_k).$$

Définissez le processus de capital $t \mapsto U_t[z]$ du modèle de Lundberg (on introduira $c[z]$ le taux de prime instantané). Définissez la probabilité de ruine associée qu'on notera $\psi(u)[z]$.

4. On suppose que $c[z] = c^* \in \mathbb{R}$ pour tout $z \in \mathbb{R}$. On définit

$$U_t^* := U_t[Z].$$

Montrez que la probabilité de ruine associée à $t \mapsto U_t^*$, notée $\psi^*(u)$, s'écrit

$$\psi^*(u) = \int_{\mathbb{R}} \psi(u)[z] d\mathbb{P}_Z(z).$$

5. Pour $z \in \mathbb{R}$, on note $R[z]$ le coefficient d'ajustement associé au modèle de $t \mapsto U_t[z]$. Montrez que

$$\psi^*(u) \leq \int_{\mathbb{R}} e^{-R[z]u} d\mathbb{P}_Z(z).$$

Exercice 5 - Formule de Wald (4,5 pt).

1. Soit X une variable aléatoire positive. Montrez que :

$$\mathbb{E}(X) = \int_0^{+\infty} (1 - F_X(x)) dx$$

2. Soient $(X_n)_{n \geq 1}$ une suite i.i.d. de variables aléatoires positives et de fonction de répartition F_X , et N une variable aléatoire à valeurs dans \mathbb{N} et indépendante des X_n . On note F_X^{*n} la fonction de répartition de $\sum_{k=1}^n X_k$. Montrez que

$$\mathbb{E}[S] = \mathbb{E} \left[\int_0^{+\infty} (1 - F_X^{*N}(x)) dx \right]$$

3. On suppose que la suite $(X_n)_{n \geq 1}$ suit une loi exponentielle de paramètre $\lambda > 0$. Montrez que, pour tout $x \geq 0$,

$$F_X^{*n}(x) = 1 - e^{-\lambda x} \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda x)^k}{k!}$$

4. En déduire que

$$\int_0^{+\infty} (1 - F_X^{*N}(x)) dx = \frac{N}{\lambda},$$

et retrouvez la formule de Wald dans ce cas particulier.