EXAMEN FINAL

Modélisation Charge Sinistre—2021-2022 Pierre-O Goffard

Instructions: On éteint et on range son téléphone.

- La calculatrice et les appareils éléctroniques ne sont pas autorisés.
- Vous devez justifier vos réponses de manière claire et concise.
- Vous devez écrire de la manière la plus lisible possible. Souligner ou encadrer votre réponse finale.
- Document autorisé: Une feuille manuscrite recto-verso

Question:	1	2	3	4	Total
Points:	4	3	6	2	15
Score:					

N'hésitez pas à utiliser le résultat des questions précédentes pour répondre à la question courante.

1. Etude de la loi Log-Logistique

Le montant des sinistres est distribué comme une variable aléatoire continue et positive de loi Log-Logistique $U \sim \text{Log-Logistique}(\alpha, \beta)$, avec $\alpha, \beta > 0$ de densité donnée par

$$f_U(x) = \begin{cases} \frac{(\beta/\alpha)(x/\alpha)^{\beta-1}}{[1+(x/\alpha)^{\beta}]^2}, & \text{pour } x > 0, \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases}$$

(a) (1 point) Donner l'expression de la fonction de répartition $F_X(x)=\mathbb{P}(X\leqslant x)$ de la loi log-logistique

Solution: on a

$$F_X(x) = \int_0^x \frac{(\beta/\alpha)(y/\alpha)^{\beta-1}}{[1 + (y/\alpha)^{\beta}]^2} dy,$$

on obtient $F_X(x) = \frac{x^{\beta}}{\alpha^{\beta} + x^{\beta}}$, après les changement de variables $u = y/\alpha$, puis $v = u^{\beta}$.

(b) (1 point) Que pensez-vous de la queue de la distribution de U?

Solution: $F_X(x) \sim x^{-\beta}$, $x \to \infty$ Il s'agit d'une distribution à queue lourde.

(c) (2 points) Montrer que

$$\mathbb{E}(X^k) = \alpha^k B(1 - k/\beta, 1 + k/\beta), \text{ avec } k < \beta,$$

où $B(\cdot,\cdot)$ désigne la fonction Beta définie par

$$B(a,b) = \int_0^1 x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx$$
, pour $a, b \in \mathbb{R}$.

Solution: Les mêmes changement de variable que précédemment, puis le changement de variable $z = \frac{1}{1+v}$.

2. Etude de la loi geometrique-beta

Soit la variable aléatoire $\Theta \sim \text{Beta}(a, b), a, b > 0$ de densité

$$f_{\Theta}(\theta) = \frac{\theta^{a-1} (1-\theta)^{b-1}}{B(a,b)}, \ \theta \in (0,1).$$

La variable aléatoire N suit une loi geometrique-beta $N \sim \text{Geom}(\Theta)$ avec

$$\mathbb{P}(N=n|\Theta=\theta) = (1-\theta)\theta^n, \ n \geqslant 0.$$

(a) (1 point) Donner l'expression de $\mathbb{P}(N=n)$ à l'aide de la fonction beta.

Solution:

$$\mathbb{P}(N=n) = \int_0^1 \mathbb{P}(N=n|\Theta=\theta) f_{\Theta}(\theta) d\theta = \frac{B(n+a,b+1)}{B(a,b)}.$$

(b) (1 point) Donner l'expression de l'espérance de N à l'aide de la fonction beta.

Solution: On note que

$$\mathbb{E}(N) = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}(N|\Theta)\right] = \mathbb{E}\left[\frac{\Theta}{1-\Theta}\right] = \frac{B(a+1,b-1)}{B(a,b)}$$

(c) (1 point) Donner l'expression de la variance de N à l'aide de la fonction beta. <u>Indication:</u> On rappelle le théorème de la variance totale

$$\mathbb{V}(X) = \mathbb{E}(\mathbb{V}(X|Y)) + \mathbb{V}(\mathbb{E}(X|Y)),$$

où X, Y sont deux variable aléatoires avec $\mathbb{V}(X) < \infty$.

Solution: On a d'une part

$$\mathbb{E}(\mathbb{V}(N|\Theta)) = \mathbb{E}\left(\frac{\Theta}{(1-\Theta)^2}\right) = \frac{B(a+1,b-2)}{B(a,b)}$$

et d'autre part

$$\begin{split} \mathbb{V}(\mathbb{E}(N|\Theta)) &= \mathbb{V}\left(\frac{\Theta}{1-\Theta}\right) \\ &= \mathbb{E}\left[\left(\frac{\Theta}{1-\Theta}\right)^2\right] - \mathbb{E}\left(\frac{\Theta}{(1-\Theta)}\right)^2 \\ &= \frac{B(a+2,b-2)B(a,b) - B(a+1,b-1)^2}{B(a,b)^2} \end{split}$$

On en déduit que

$$\mathbb{V}(N) = \frac{(B(a+1,b-2) + B(a+2,b-2))B(a,b) - B(a+1,b-1)^2}{B(a,b)^2}.$$

3. Modèle collectif géométrique beta - log logistique

Soit la variable aléatoire X définie par

$$X = \sum_{i=1}^{N} U_i,$$

οù

- N est une variable aléatoire de comptage de loi géométrique beta $N \sim \text{Geom}(\Theta)$, avec $\Theta \sim \text{Beta}(a,b)$.
- U_1, \ldots, U_N est une suite de variables aléatoires iid de loi Log-Logistique (α, β) .

Les U_i sont indépendants de N et par convention X = 0 si N = 0.

(a) (1 point) Donner l'interprétation actuarielle de la variable aléatoire X

Solution: C'est le modèle collectif, voir le cours

(b) (2 points) Donner l'expression de l'espérance et de la variance de X en fonction de a, b, α, β et de la fonction beta.

Solution: On applique les formules du cours avec les expressions trouver aux questions 1 et 2.

(c) (3 points) Donner 3 méthodes d'approximation de la distribution de X. Expliquer la validité et les éventuelles difficultés/limitations associées a leur application dans le cadre du modèle considéré ici.

Solution:

- 1. Approximation normale, la méthode n'est pas valide car N ne suit pas une loi de Poisson. Il est nécessaire que U admette un moment d'ordre 2 et donc il faut que $\beta > 2$.
- 2. Approximation gamma, Il est nécessaire que U admette un moment d'ordre 3 et donc il faut que $\beta > 3$.

- 3. Algorithme de Panjer, La loi de N n'est pas dans la famille de Panjer. Les montant de sinistres ne sont pas continues
- 4. FFT, la transformée de Fourrier n'est pas données sous une forme explicite. La transformée de Fourier de la distribution des montants est une série infinie et la fonction génératrice de probabilité de N est une intégrale indéterminée.
- 4. (2 points) Un modèle collectif avec dépendance entre montants de sinistres et fréquence des sinistres.

Soit la variable aléatoire X définie par

$$X = \sum_{i=1}^{N} U_i,$$

οù

- N est une variable aléatoire de comptage de loi de Poisson $N \sim \text{Pois}(\lambda)$, avec $\lambda > 0$.
- U_1, \ldots, U_N est une suite de variables aléatoires iid conditionnellement à N avec

$$U|N = n \sim \text{Exp}(\delta/n), \ n \geqslant 1$$

.

Par convention X = 0 si N = 0. Calculer $\mathbb{E}(X)$.

Solution:

$$\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}(X|N)\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{N} \mathbb{E}(U_i|N)\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[\sum_{i=1}^{N} N/\delta\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[N^2/\delta\right]$$

$$= \frac{\lambda + \lambda^2}{\delta}$$

FORMULAIRE

Nom	abbrev.	Loi	$\mathbb{E}(X)$	Var(X)	FGM
Binomial	Bin(n,p)	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$	np	np(1-p)	$[(1-p)+pe^t]^n$
Poisson	$\mathrm{Pois}(\lambda)$	$e^{-\lambda} rac{\lambda^k}{k!}$	λ	λ	$\exp(\lambda(e^t - 1))$
Geometric	Geom(p)	$(1-p)^{k-1}p$	$\frac{1}{p}$	$\frac{1-p}{p^2}$	$\frac{pe^t}{1-(1-p)e^t} \text{ pour } t < -\ln(1-p)$
Uniform	$\mathrm{Unif}(a,b)$	$\begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leqslant t \leqslant b \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$	$\frac{e^{tb}-e^{ta}}{t(b-a)}$
Exponential	$\mathrm{Exp}(\lambda)$	$\begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & t \geqslant 0\\ 0 & t < 0 \end{cases}$	$\frac{1}{\lambda}$	$\frac{1}{\lambda^2}$	$\frac{\lambda}{\lambda - t}$ pour $t < \lambda$
Normal	$N(\mu, \sigma^2)$	$\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)\exp\left(\frac{-(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$	μ	σ^2	$e^{\mu t}e^{\sigma^2t^2/2}$