

CNAM 2002-2003

Mathématiques actuarielles fondamentales (assurance non vie)

Quatrième série d'exercices – éléments de corrigé

A – Traité aggregate loss

Une catégorie d'assurance est caractérisée par une distribution des charges de sinistres exponentielles telle que :

$$\text{Proba}(Y \leq y_0) = 0$$

$\text{Proba}(Y > y) = e^{-C(y-y_0)}$, où C est un paramètre positif inconnu.

1) Déterminer, en fonction de C et de y_0 les expressions de $E(Y)$ et de $\text{Var}(Y)$

$$\text{Proba}(Y > y) = e^{-C(y-y_0)} = \text{Proba}(Y-y_0 > y-y_0)$$

Posons $T = Y-y_0$.

La densité de T est $(1 - e^{-Ct})' = C e^{-Ct}$

$$E(T) = \int_0^{\infty} t \cdot C e^{-Ct} dt$$

En dérivant $t \cdot e^{-Ct}$:

$$(t \cdot e^{-Ct})' = e^{-Ct} - C \cdot t \cdot e^{-Ct}$$

$$\text{et } e^{-Ct}' = -1/C \cdot (e^{-Ct})'$$

$$E(T) = - \int_0^{\infty} (t \cdot C e^{-Ct})' dt = - \int_0^{\infty} \frac{e^{-Ct}}{C} dt = - \left[t \cdot C e^{-Ct} \right]_0^{\infty} + \left[\frac{e^{-Ct}}{C} \right]_0^{\infty} = [0-0] - [0 - \frac{1}{C}] = \frac{1}{C}$$

de même $\text{Var}(T) = E(T^2) - E(T)^2$

$$E(T^2) = 2/C^2 \text{ (en dérivant } (t^2 \cdot e^{-Ct})' = 2 \cdot t \cdot e^{-Ct} - C t^2 \cdot e^{-Ct} \text{)}$$

$$E(T^2) = - \int_0^{\infty} (t^2 \cdot C e^{-Ct})' dt + \frac{2 \cdot E(T)}{C} = - [0-0] + \frac{2}{C^2} = \frac{2}{C^2}$$

$$\text{Var}(T) = 1/C^2$$

Ou encore

$$E(Y-y_0) = 1/C \text{ et } \text{var}(Y-y_0) = 1/C^2$$

$$\text{D'où : } E(Y) = y_0 + 1/C$$

$$\text{Et } \text{Var}(Y) = 1/C^2$$

Application numérique : calculer C et y_0 pour que $E(Y) = 2\,500$ € et $\sigma_Y = 2\,000$ €.

Application numérique :

$$\sigma_Y = 2\,000 \text{ €} \Rightarrow C = 1/2000 = 5 \cdot 10^{-4}$$

$$E(Y) = 2500 \Rightarrow y_0 = E(Y) - 1/C = 2500 - 2000 = 500$$

- 2) Un réassureur prend en charge la charge de sinistres au delà d'une priorité $M > y_0$. Quelle est l'espérance de la charge de sinistre pour le réassureur ?

$$E(R) = \int_M^{\infty} (t-M) \cdot c e^{-C(t-y_0)} dt = e^{-C(M-y_0)} \int_M^{\infty} (t-M) \cdot c e^{-C(t-M)} dt$$

Comme au premierement, l'intégrale de droite vaut $1/C$ (par un changement de variable ($u = y - M$: M joue alors le même rôle que y_0 dans le 1°)

Et donc $E(R) = (1/C) \cdot e^{-C(M-y_0)}$

Application numérique : $M = 5\,000$ €, C et y_0 sont ceux calculés au 1°).

$E(R) = 210,80$

B – Traité en excédent de pertes

On considère que pour une catégorie d'assurances, le taux annuel de sinistres à primes T (rapport entre la charge annuelle de sinistres et l'encaissement) est approximativement une variable normale d'espérance μ et d'écart type σ .

Un traité stop-loss met à la charge d'un réassureur l'excédent éventuel de sinistres au delà d'un seuil $T = A$, avec un plafond d'intervention $T = B$.

Précisément, le pourcentage de l'encaissement du cédant à la charge du réassureur est :

0	si $T < A$;
$T - A$	si $A < T < B$;
$B - A$	si $T > B$.

Le taux de S/P est modélisé par une variable aléatoire $T \sim N(\mu, \sigma)$ ou S représente la charge des sinistres et P les primes afférentes.

- Le réassureur garanti a priori que T net de réassurance ne dépassera par une valeur A .
- La garantie du réassureur est plafonnée à $B-A$

- 1) Exprimer la prime pure de réassurance en proportion de l'encaissement annuel à partir de la fonction de densité de la loi normale centrée réduite $f(z)$ et de sa

$$f(z; 0, 1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$$

fonction de répartition Φ .

La prime pure de réassurance est égale à l'espérance de la charge des sinistres pris par le réassureur, soit :

$E(\text{sinistres à charge du réassureur}) =$

$$\text{encaissements} \cdot \int_A^B (t-A) \cdot \text{proba}(t < T < t+dt) + \int_B^\infty (B-A) \cdot \text{proba}(t < T < t+dt)$$

En proportion des encaissements, la prime pure de réassurance est :

$$\int_A^B (t-A) \cdot \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt + \int_B^\infty (B-A) \cdot \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

Car T est approximé par une loi normale.

On revient à une loi normale centrée réduite par le changement de variable :

$z = (t-\mu)/\sigma$ soit $dz = dt/\sigma$ Ou encore : $t = \sigma z + \mu$.

Le taux de prime pure se réécrit :

$$= \int_{\frac{A-\mu}{\sigma}}^{\frac{B-\mu}{\sigma}} (z\sigma + \mu - A) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz + \int_{\frac{B-\mu}{\sigma}}^\infty (B-A) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

$$= \int_{\frac{A-\mu}{\sigma}}^{\frac{B-\mu}{\sigma}} (z\sigma + \mu - A) \cdot f(z, 0, 1) dz + \int_{\frac{B-\mu}{\sigma}}^\infty (B-A) \cdot f(z, 0, 1) dz$$

$$= \sigma \int_{\frac{A-\mu}{\sigma}}^{\frac{B-\mu}{\sigma}} z \cdot f(z, 0, 1) dz + (\mu - A) \cdot \int_{\frac{A-\mu}{\sigma}}^{\frac{B-\mu}{\sigma}} f(z, 0, 1) dz + (B-A) \int_{\frac{B-\mu}{\sigma}}^\infty f(z, 0, 1) dz$$

Les deux derniers termes peuvent s'exprimer en sous forme de la fonction de répartition Φ :

$$(\mu - A) \cdot [\Phi(\frac{B-\mu}{\sigma}) - \Phi(\frac{A-\mu}{\sigma})] + (B-A) [\Phi(+\infty) - \Phi(\frac{B-\mu}{\sigma})]$$

Pour le premier terme, on remarque que $df(z, 0, 1) = -z \cdot f(z) \cdot dz$ et donc que le premier terme se réécrit :

$$\sigma \int_{\frac{A-\mu}{\sigma}}^{\frac{B-\mu}{\sigma}} df(z, 0, 1) = \sigma [f(\frac{A-\mu}{\sigma}, 0, 1) - f(\frac{B-\mu}{\sigma}, 0, 1)]$$

D'où un taux de prime de réassurance :

$$= \sigma [f(\frac{A-\mu}{\sigma}, 0, 1) - f(\frac{B-\mu}{\sigma}, 0, 1)] + (\mu - A) \cdot [\Phi(\frac{B-\mu}{\sigma}) - \Phi(\frac{A-\mu}{\sigma})] + (B-A) [\Phi(+\infty) - \Phi(\frac{B-\mu}{\sigma})]$$

$$= \sigma [f(\frac{A-\mu}{\sigma}, 0, 1) - f(\frac{B-\mu}{\sigma}, 0, 1)] + \Phi(\frac{A-\mu}{\sigma}) \cdot (A-\mu) + \Phi(\frac{B-\mu}{\sigma}) (\mu - B) + (B-A)$$

2) Application numérique pour $\mu = 60\%$, $\sigma = 40\%$, $A = 100\%$ et $B = 180\%$

$$(A-\mu)/\sigma = (100-60)/40 = 1$$

$$(B-\mu)/\sigma = (180-60)/40 = 3$$

$$\text{Taux de prime} = 40\%[f(1,0,1)-f(3,0,1)] + 40\%.\Phi(1) - 120\%.\Phi(3) + 80\%.$$

Z	f(z,0,1)	$\Phi(z,0,1)$
1	0,24197	0,84134
2	0,05399	0,97725
3	0,00443	0,99865

(sous Excel : $f(z,0,1) = \text{loi.normale}(z;0;1;\text{FAUX})$ et $\Phi(z,0,1) = \text{loi.normale.standard}(z)$)

Résultat : 3,317%

Trois remarques :

1) On peut facilement trouver un majorant grossier du taux de primes pour vérifier la cohérence du résultat : $(B-A) \times \text{proba}(T > A)$ qui signifie : le réassureur paie au plus $(B-A) \times$ il n'intervient qu'au delà de A.

$$\begin{aligned}\text{Proba}(T > A) &= \text{Proba}((T-\mu)/\sigma > (A-\mu)/\sigma) = 1 - \Phi((A-\mu)/\sigma) \\ \text{Soit } 80\% \times (1 - 0,84134) &= 12,7\%\end{aligned}$$

2) Si $B = \text{infini}$ (couverture illimitée). $f(B-\mu)/\sigma = 0$ et $\Phi((B-\mu)/\sigma) = 1$ la formule se simplifie en :

$$= \sigma [f(\frac{A-\mu}{\sigma}, 0, 1)] + (\mu - A) \cdot [1 - \Phi(\frac{A-\mu}{\sigma})]$$

Si on refait l'application numérique, on trouve un taux de prime de 3,333%

3) Les cédantes aimeraient bien ce genre de traités (qui offre une bonne protection), mais les réassureurs ne les apprécient pas trop : ils n'incitent pas les cédantes à une politique rigoureuse de sélection et de tarif.

En fait on les rencontre assez peu, hors cas particuliers : assurance grêle, réassurance interne à un groupe, ...