

Université Laval	Examen final traditionnel
Faculté des Sciences et de Génie	Hiver 2016
École d'actuariat	Date: Mercredi 27 avril 2016

Act-2001 Introduction à l'actuariat 2

Professeur: Etienne Marceau

Nom de famille de l'étudiant	Prénom de l'étudiant	Matricule

- L'examen contient 11 questions à développement.
- La durée est de 170 minutes.
- Veuillez écrire votre nom sur le questionnaire.
- Veuillez écrire vos réponses dans le cahier de réponse seulement.
- **Voir les dernières pages de l'examen pour les annexes supplémentaires.**
- Veuillez faire vos brouillons sur les documents prévus à cet effet.
- Veuillez retourner le présent cahier, les annexes et le papier brouillon à la fin de l'examen.

Questions	Points obtenus	Points
1		10
2		16
3		9
4		14
5		14
6		10
7		16
8		8
9		16
10		10
11		9
Total		120 (bonus = 12pts)

© Etienne Marceau, 2016.

1. **(10 points)**. Soit la v.a. $X \sim \text{BinomComp}(2, 0.3; F_B)$ avec $B_1 \sim B_2 \sim B \sim \text{Gamma}(2, \frac{1}{200})$.

On fournit les valeurs suivantes de la fonction de répartition $H(x; \alpha, 1)$ de la loi gamma avec les paramètres $\alpha = k$ and $\beta = 1$:

$x \mid k$	1	2	3	4	5	6	7
0.5	0.3935	0.0902	0.0144	0.0018	0.0002	0.0000	0.0000
1	0.6321	0.2642	0.0803	0.0190	0.0037	0.0006	0.0001
1.5	0.7769	0.4422	0.1912	0.0656	0.0186	0.0045	0.0009
2	0.8647	0.5940	0.3233	0.1429	0.0527	0.0166	0.0045
2.5	0.9179	0.7127	0.4562	0.2424	0.1088	0.0420	0.0142
3	0.9502	0.8009	0.5768	0.3528	0.1847	0.0839	0.0335
3.5	0.9698	0.8641	0.6792	0.4634	0.2746	0.1424	0.0653
4	0.9817	0.9084	0.7619	0.5665	0.3712	0.2149	0.1107
4.5	0.9889	0.9389	0.8264	0.6577	0.4679	0.2971	0.1689
5	0.0033	0.9596	0.8753	0.7350	0.5595	0.3840	0.2378

Note: $H(x; \alpha, \beta) = H(\beta x; \alpha, 1)$. Example: $H(2000; 3, 0.001) = H(2; 3, 1) = 0.3233$.

Questions:

- (a) **(3 points)**. Calculer $\overline{F}_X(400)$.
- (b) **(2 points)**. Calculer $\overline{F}_{X|X>0}(400)$.
- (c) **(3 points)**. Calculer $E[X \times 1_{\{X>400\}}]$.
- (d) **(2 points)**. Calculer $TVaR_\kappa(X)$ où la valeur de κ est telle que $VaR_\kappa(X) = 400$.
Fournir la valeur de κ .

Solution OK:

- (a) **(3 points)**. Calculer $\overline{F}_X(400)$.

On a

$$F_X(x) = f_M(0) + f_M(1) H\left(x; 2, \frac{1}{200}\right) + f_M(2) H\left(x; 4, \frac{1}{200}\right)$$

Alors, on conclut

$$\begin{aligned} \overline{F}_X(x) &= 1 - F_X(x) \\ &= 1 - \left(f_M(0) + f_M(1) H\left(x; 2, \frac{1}{200}\right) + f_M(2) H\left(x; 4, \frac{1}{200}\right) \right) \\ &= f_M(0) - f_M(0) + f_M(1) \left(1 - H\left(x; 2, \frac{1}{200}\right) \right) + f_M(2) \left(1 - H\left(x; 4, \frac{1}{200}\right) \right) \\ &= f_M(1) \left(1 - H\left(x; 2, \frac{1}{200}\right) \right) + f_M(2) \left(1 - H\left(x; 4, \frac{1}{200}\right) \right) \end{aligned}$$

On obtient : $\overline{F}_X(400) = 0.42 \times (1 - 0.594) + 0.09 \times (1 - 0.1429) = 0.247659$

- (b) **(2 points)**. Calculer $\overline{F}_{X|X>0}(400)$.

Alors, on a

$$\begin{aligned}\overline{F}_{X|X>0}(400) &= \frac{\overline{F}_X(400)}{1 - f_M(0)} \\ &= \frac{0.247659}{1 - 0.49} \\ &= 0.485606\end{aligned}$$

(c) **(3 points)**. Calculer $E[X \times 1_{\{X>400\}}]$.

On a

$$\begin{aligned}E[X \times 1_{\{X>400\}}] &= f_M(1) \times 2 \times 200 \left(1 - H\left(400; 2 + 1, \frac{1}{200}\right)\right) + f_M(2) \times 4 \times 200 \left(1 - H\left(400; 4 + 1, \frac{1}{200}\right)\right) \\ &= 0.42 \times 400 \times (1 - 0.3233) + 0.09 \times 800 \times (1 - 0.0527) \\ &= 181.8912\end{aligned}$$

(d) **(2 points)**. Calculer $TVaR_\kappa(X)$ où la valeur de κ est telle que $VaR_\kappa(X) = 400$. Fournir la valeur de κ .

On a

$$\kappa = 1 - 0.247659 = 0.752341$$

Comme $VaR_\kappa(X) = 400 > 0$ et que cette portion de la distribution est continue, on a

$$\begin{aligned}TVaR_\kappa(X) &= \frac{1}{1 - \kappa} E[X \times 1_{\{X>400\}}] \\ &= \frac{1}{0.247659} 181.8912 \\ &= 734.442115974\end{aligned}$$

:

2. **(16 points).** On considère un portefeuille de m contrats d'assurance continue vie entière émis à des assurés d'âge $x = 30$ dont les durées de vie sont i.i.d.

La durée de vie de l'assuré i , désignée par $T_{x,i}$, $i = 1, 2, \dots, m$.

La durée de vie d'un assuré d'âge x obéit à une loi Gompertz avec

$$F_{T_x}(t) = 1 - e^{-\frac{\beta}{\gamma} e^{\gamma x} (e^{\gamma t} - 1)},$$

où $\beta = 0.00004$ et $\gamma = \ln(1.1)$. Voir en **annexe** des valeurs pertinentes pour cette questions.

La prestation $b = 1000$ est versée au décès.

On utilise une force d'intérêt de 2% pour les calculs.

La v.a. Z_i correspond à la valeur présente pour le contrat i ($i = 1, 2, \dots, m$).

On définit la v.a. $W_{PTF,m}$ par

$$W_{PTF,m} = \frac{Z_1 + \dots + Z_m}{m}.$$

On définit les primes $\Pi_{m,\kappa}^{VaR} = VaR_{\kappa}(W_{PTF,m})$ et $\Pi_{\kappa}^{TVaR} = TVaR_{\kappa}(W_{PTF,m})$.

Questions :

- Calculer l'espérance et la variance de Z_i ($i = 1, 2, \dots, m$).
- Calculer la valeur exacte de la prime $\Pi_{m,\kappa}^{VaR}$ pour $m = 1$ et $\kappa = 99\%$.
- Calculer la valeur exacte de la prime $\Pi_{m,\kappa}^{TVaR}$ pour $m = 1$ et $\kappa = 99\%$.
- Calculer l'espérance et la variance de $W_{PTF,m}$ pour $m = 500$.
- Utiliser l'approximation normale pour évaluer approximativement $\Pi_{m,\kappa}^{VaR}$ et $\Pi_{m,\kappa}^{TVaR}$ pour $m = 500$ et $\kappa = 99\%$.
- On définit l'économie due à la mutualisation par $EC_{2000,\kappa}^{VaR} = \Pi_{1,\kappa}^{VaR} - \Pi_{500,\kappa}^{VaR}$ ou $EC_{500,\kappa}^{TVaR} = \Pi_{1,\kappa}^{TVaR} - \Pi_{500,\kappa}^{TVaR}$.
 - Calculer $EC_{500,\kappa}^{VaR}$ et $EC_{500,\kappa}^{TVaR}$ pour $\kappa = 99\%$.
 - Commenter sur les deux valeurs obtenues.

Solution :

- (a) **3pts.** Calculer l'espérance et la variance de Z_i ($i = 1, 2, \dots, m$).

Définition de Z_i :

$$Z_i = 1000v^{T_{x,i}}$$

Espérance :

$$\begin{aligned} E[Z_i] &= \int_0^\infty 1000v_{0.02}^t f_{T_x}(t) dt \\ &= 1000 \times 0.4127000 \\ &= 412.7 \end{aligned}$$

2e moment :

$$\begin{aligned}
E[Z_i^2] &= \int_0^\infty 1000^2 v^{2t} f_{T_x}(t) dt \\
&= \int_0^\infty 1000^2 e^{-0.04t} f_{T_x}(t) dt \\
&= 1000^2 \times 0.1838682 \\
&= 183868.2
\end{aligned}$$

Variance :

$$\begin{aligned}
Var(Z_i) &= E[Z_i^2] - E[Z_i]^2 \\
&= 183868.2 - 412.7^2 \\
&= 13546.91
\end{aligned}$$

(b) **2pts.** Calculer la valeur exacte de la prime $\Pi_{m,\kappa}^{VaR}$ pour $m = 1$ et $\kappa = 99\%$.

On a

$$\begin{aligned}
\Pi_{1,\kappa}^{VaR} &= VaR_\kappa(Z_1) \\
&= 1000e^{-0.02VaR_{1-\kappa}(T_x)} \\
&= 1000e^{-0.02VaR_{1-0.99}(T_x)} \\
&= 1000 \times e^{-0.02 \times 9.064092} \\
&= 834.200214572
\end{aligned}$$

(c) **3pts.** Calculer la valeur exacte de la prime $\Pi_{m,\kappa}^{TVaR}$ pour $m = 1$ et $\kappa = 99\%$.

On a

$$\begin{aligned}
\Pi_{1,\kappa}^{TVaR} &= \frac{1}{1-\kappa} \int_\kappa^1 VaR_u(Z_1) du \\
&= \frac{1}{1-\kappa} E[Z_1 \times 1_{\{Z_1 > VaR_\kappa(Z_1)\}}] \\
&= \frac{1}{1-\kappa} \int_0^{VaR_{1-\kappa}(T_x)} 1000e^{-0.02t} f_{T_x}(t) dt \\
&= \frac{1}{1-0.99} 1000 \times \overline{A}_{1_{30::834.200214572}} \\
&= \frac{1}{1-0.99} 1000 \times (\overline{A}_{30} - e^{-0.02 \times 9.064092} \times \overline{F}_{T_{30}}(9.064092) \overline{A}_{39.064092})
\end{aligned}$$

qui devient

$$\begin{aligned}
\Pi_{1,\kappa}^{TVaR} &= \frac{1}{1-\kappa} \int_{\kappa}^1 VaR_u(Z_1) du \\
&= \frac{1}{1-0.99} 1000 \times (\bar{A}_{30} - e^{-0.02 \times 9.064092} \times \bar{F}_{T_{30}}(9.064092) \bar{A}_{39.064092}) \\
&= \frac{1}{1-0.99} 1000 \times (0.4127 - e^{-0.02 \times 9.064092} \times 0.99 \times ((1-0.064092) \times 0.4882166 + 0.064092 \times 0.4882166)) \\
&= : 902.709249284
\end{aligned}$$

(d) **2pts.** Calculer l'espérance et la variance de $W_{PTF,m}$ pour $m = 500$.

Espérance :

$$E[W_{PTF,m}] = E[Z_1]$$

Variance :

$$\begin{aligned}
Var(W_{PTF,m}) &= \frac{1}{500} Var(Z_1) \\
&= \frac{1}{500} 13546.91 \\
&= 27.09382
\end{aligned}$$

(e) **2pts.** Utiliser l'approximation normale pour évaluer approximativement $\Pi_{m,\kappa}^{VaR}$ et $\Pi_{m,\kappa}^{TVaR}$ pour $m = 500$ et $\kappa = 99\%$.

Prime $\Pi_{m,\kappa}^{VaR}$:

$$\begin{aligned}
\Pi_{m,\kappa}^{VaR} &= VaR_{\kappa}(W_{PTF,m}) \\
&= E[W_{PTF,m}] + \sqrt{Var(W_{PTF,m})} \Phi^{-1}(0.99) \\
&= 412.7 + \sqrt{27.09382} \times 2.326348 \\
&= 424.809042
\end{aligned}$$

Prime $\Pi_{m,\kappa}^{TVaR}$:

$$\begin{aligned}
\Pi_{m,\kappa}^{TVaR} &= TVaR_{\kappa}(W_{PTF,m}) \\
&= E[W_{PTF,m}] + \sqrt{Var(W_{PTF,m})} \frac{1}{1-0.99} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{\Phi^{-1}(0.99)^2}{2}} \\
&= 412.7 + \sqrt{27.09382} \times \frac{1}{1-0.99} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{2.326348^2}{2}} \\
&= : 426.572895508
\end{aligned}$$

(f) **2pts.** On définit l'économie due à la mutualisation par $EC_{2000,\kappa}^{VaR} = \Pi_{1,\kappa}^{VaR} - \Pi_{500,\kappa}^{VaR}$ ou $EC_{500,\kappa}^{TVaR} = \Pi_{1,\kappa}^{TVaR} - \Pi_{500,\kappa}^{TVaR}$.

i. **1pts.** Calculer $EC_{500,\kappa}^{VaR}$ et $EC_{500,\kappa}^{TVaR}$ pour $\kappa = 99\%$.

Économie $EC_{500,\kappa}^{VaR}$:

$$EC_{500,\kappa}^{VaR} = 834.200215 - 424.809042 = 409.391173$$

Économie $EC_{500,\kappa}^{TVaR}$:

$$EC_{500,\kappa}^{TVaR} = 902.709249 - 426.572896 = 476.136353$$

ii. **1pts.** Commenter sur les deux valeurs obtenues.

- En mutualisant les risques, il y a une importante économie
- (Bonus) Bien que la mesure VaR ne soit pas sous-additive, on observe aussi une économie selon ce principe.

3. **(9 points)**. Les coûts pour un portefeuille sont représentés par la v.a. S où

$$F_S(x) = \frac{1}{1 + \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{-\tau}},$$

où $\lambda = 100$ et $\tau = 4$.

Le revenu total de primes est $P = 120$.

La prime P et un capital initial $u = 100$ sont investis dans un fonds dont le rendement instantané est représenté par la v.a. R où

$$R \sim Norm(\mu = 0.06, \sigma = 0.2).$$

La probabilité de ruine pour la période est définie par

$$\psi(u) = \Pr(S > V(1))$$

où

$$V(1) = (u + P)e^R.$$

Les v.a. S et R sont indépendantes.

On utilise la méthode Monte-Carlo pour évaluer approximativement $\psi(u)$.

On dispose des réalisations de U_1 pour simuler des réalisations de S et des réalisation de U pour produire des réalisations de R :

j	$U_1^{(j)}$	$S^{(j)}$	$U_2^{(j)}$	$R^{(j)}$
1	0.1491		0.8159	
2	0.8315		0.5793	
3	0.9792		0.0107	

Questions :

- (a) **(4 points)**. Produire les 3 réalisations de S .
- (b) **(4 points)**. Produire les 3 réalisations de R et de $V(1)$.
- (c) **(1 points)**. Utiliser les réalisations pour évaluer approximativement $\psi(u)$.

Solution (9 points) OK

- (a) **(4 points)**. Produire les 3 réalisations de S

On sait que

$$F_S(x) = \frac{1}{1 + \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{-\tau}}$$

(1 points) On trouve l'inverse de fonction de répartition

$$F_S^{-1}(y) = \lambda \times \left(\frac{1}{y} - 1\right)^{-\frac{1}{\tau}}$$

(3 points) On trouve donc les réalisations de S par la méthode inverse

$$S^{(j)} = \begin{cases} 64.69933 & , j = 1 \\ 149.0437 & , j = 2 \\ 261.94012 & , j = 3 \end{cases}$$

(b) **(4 points)**. Produire les 3 réalisations de R et de $V(1)$

(2 points) Par la méthode inverse on simule les réalisations normales

$$R^{(j)} = \begin{cases} 0.24 & , j = 1 \\ 0.10 & , j = 2 \\ -0.40 & , j = 3 \end{cases}$$

(2 points) Et on a

$$\begin{aligned} V(1)^{(j)} &= (u + P) \exp(R^{(j)}) \\ &= \begin{cases} 279.6664 & , j = 1 \\ 243.1426 & , j = 2 \\ 147.4453 & , j = 3 \end{cases} \end{aligned}$$

(c) **(1 point)**. Evaluer approximativement la $\psi(u)$

On sait que

$$\begin{aligned} \psi(u) &= \Pr(S > V(1)) \\ &\simeq \frac{\sum^3 1_{\{S > V(1)\}}}{3} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

4. **(14 points)**. Soit les v.a. i.i.d. $X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}$ avec

$$X_{1,i} \sim X_1 \sim BNCComp(r, q; F_{B_1}),$$

où $r = 0.1, q = \frac{1}{3}, B_1 \sim LNorm(\mu = \ln(10) - \frac{1}{2}, \sigma = 1)$, pour $i = 1, 2, \dots, n_1$.

Soit les v.a. i.i.d. $X_{2,1}, \dots, X_{2,n_2}$ avec

$$X_{2,j} \sim X_2 \sim PComp(\lambda; F_{B_2}),$$

où $\lambda = 0.2, B_2 \sim Gamma(\alpha = 5, \beta = \frac{5}{10})$, pour $j = 1, 2, \dots, n_2$.

Les v.a. $X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, X_{2,1}, \dots, X_{2,n_2}$ sont indépendantes.

On définit

$$S_1 = \sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i} \quad S_2 = \sum_{j=1}^{n_2} X_{2,j} \quad S = S_1 + S_2.$$

On définit la mesure

$$\rho_\kappa(Y) = E[Y] + \frac{1}{1-\kappa} \sqrt{Var(Y)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}}.$$

Questions :

(a) **(2 points)**. Montrer que la fonction

$$\varphi(X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, X_{2,1}, \dots, X_{2,n_2}) = \rho_\kappa(S) = \rho_\kappa\left(\sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i} + \sum_{j=1}^{n_2} X_{2,j}\right)$$

est homogène.

(b) **(4 points)**. Calculer $\rho_\kappa(S)$, pour $\kappa = 0.99, n_1 = 100$ et $n_2 = 100$.

(c) **(4 points)**. Appliquer le théorème d'Euler à la mesure $\rho_\kappa(S)$ pour calculer les contributions $C_\kappa^\rho(S_1; S)$ et $C_\kappa^\rho(S_2; S)$ de chaque ligne d'affaires. Commenter brièvement.

(d) **(4 points)**. Appliquer le théorème d'Euler à la mesure $\rho_\kappa(S)$ pour calculer les contributions $C_\kappa^\rho(X_{1,1}; S)$ et $C_\kappa^\rho(X_{2,1}; S)$ d'un contrat de chaque ligne d'affaire. Commenter brièvement.

Solution OK:

(a) **(2 points)**. Montrer que la fonction

$$\varphi(X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, X_{2,1}, \dots, X_{2,n_2}) = \rho_\kappa(S) = \rho_\kappa\left(\sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i} + \sum_{j=1}^{n_2} X_{2,j}\right)$$

est (positive) homogène.

On a

$$\begin{aligned}
\varphi(\lambda X_{1,1}, \dots, \lambda X_{1,n_1}, \lambda X_{2,1}, \dots, \lambda X_{2,n_2}) &= \rho_\kappa \left(\lambda \sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i} + \lambda \sum_{j=1}^{n_2} X_{2,j} \right) \\
&= \rho_\kappa(\lambda S) \\
&= E[\lambda S] + \frac{1}{1-\kappa} \sqrt{\text{Var}(\lambda S)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\
&= \lambda \left(E[S] + \frac{1}{1-\kappa} \sqrt{\text{Var}(S)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \right) \\
&= \lambda \rho_\kappa(S) \\
&= \lambda \varphi(X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, X_{2,1}, \dots, X_{2,n_2}).
\end{aligned}$$

La fonction (i.e. la mesure) est homogène.

(b) **(4 points)**. Calculer $\rho_\kappa(S)$, pour $\kappa = 0.99$, $n_1 = 100$ et $n_2 = 100$.

- $E[X_1] = r \frac{1-q}{q} E[B_1] = 0.1 \times \frac{1-\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}} \times 10 = 2$
- $E[X_2] = \lambda E[B_2] = 0.2 \times \frac{\alpha}{\beta} = 0.2 \times 10 = 2$
- $\text{Var}(X_1) = 0.1 \times \frac{1-\frac{1}{3}}{\frac{1}{3}} \times \text{Var}(B_1) + 0.1 \times \frac{1-\frac{1}{3}}{(\frac{1}{3})^2} E[B_1]^2 = 0.2 \times \left(e^{2(\ln(10)-\frac{1}{2})+2 \times 1} - 10^2 \right) + \frac{0.2}{(\frac{1}{3})} (10^2) = 94.365637$
- $\text{Var}(X_2) = \lambda E[B_2^2] = 0.2 \times \left(\frac{5 \times 6}{(\frac{1}{2})^2} \right) = 24$
- $E[S_1] = n_1 E[X_1] = 100 \times 2 = 200$
- $E[S_2] = n_2 E[X_2] = 100 \times 2 = 200$
- $E[S] = E[S_1] + E[S_2] = 400$
- $\text{Var}(S_1) = n_1 \text{Var}(X_1) = 100 \times 94.365637 = 9436.5637$
- $\text{Var}(S_2) = n_2 \text{Var}(X_2) = 100 \times 24 = 2400$
- $\text{Var}(S) = \text{Var}(S_1) + \text{Var}(S_2) = 9436.5637 + 2400 = 11836.5637$
- $\rho_{0.99}(S) = 400 + \frac{1}{1-0.99} \sqrt{11836.5637} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} = 689.96448887$
- Note:

u	0.5	0.9	0.95	0.99	0.999	0.9999
$\Phi^{-1}(u)$	0	1.281552	1.644854	2.326348	3.090232	3.719016

(c) **(4 points)**. Appliquer le théorème d'Euler à la mesure $\rho_\kappa(S)$ pour calculer les contributions $C_\kappa^\rho(S_1; S)$ et $C_\kappa^\rho(S_2; S)$ de chaque ligne d'affaires. Commenter brièvement.

Selon le Théorème d'Euler, on obtient

$$\begin{aligned}
C_\kappa^\rho(S_1; S) &= E[S_1] + \frac{1}{1-\kappa} \frac{\text{Var}(S_1)}{\sqrt{\text{Var}(S)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\
&= 200 + \frac{1}{1-0.99} \frac{9436.5637}{\sqrt{11836.5637}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
&= 431.17084
\end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned}
C_{\kappa}^{\rho}(S_2; S) &= E[S_2] + \frac{1}{1 - \kappa} \frac{Var(S_2)}{\sqrt{Var(S)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\
&= 200 + \frac{1}{1 - 0.99} \frac{2400}{\sqrt{11836.5637}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
&= 258.793\,649\,151
\end{aligned}$$

Pour cette mesure, comme $E[S_1] = E[S_2]$ et comme tous les risques sont indépendants, seules variances (ou écart-types) permettent de distinguer de façon claire les contributions de chaque ligne d'affaires

- (d) **(4 points)**. Appliquer le théorème d'Euler à la mesure $\rho_{\kappa}(S)$ pour calculer les contributions $C_{\kappa}^{\rho}(X_{1,1}; S)$ et $C_{\kappa}^{\rho}(X_{2,1}; S)$ d'un contrat de chaque ligne d'affaire. Commenter brièvement.

Selon le Théorème d'Euler, on obtient

$$\begin{aligned}
C_{\kappa}^{\rho}(X_{1,1}; S) &= E[X_{1,1}] + \frac{1}{1 - \kappa} \frac{Var(X_{1,1})}{\sqrt{Var(S)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\
&= 2 + \frac{1}{1 - 0.99} \frac{94.365637}{\sqrt{11836.5637}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
&= 4.31170\,84
\end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned}
C_{\kappa}^{\rho}(X_{2,1}; S) &= E[X_{2,1}] + \frac{1}{1 - \kappa} \frac{Var(X_{2,1})}{\sqrt{Var(S)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\
&= 2 + \frac{1}{1 - 0.99} \frac{24}{\sqrt{11836.5637}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
&= 2.58793\,649\,151
\end{aligned}$$

Les risques sont iid dans chaque ligne d'affaires. C'est pourquoi les contributions de la chaque lignes d'affaire est $\frac{1}{100}$ de la contribution totale de la ligne d'affaires.

5. **(14 points)**. On considère un portefeuille de $m = 5000$ contrats d'assurance temporaire $n = 3$ ans à des individus de 70 ans dont les durées de vie sont i.i.d.

La v.a. $T_{x,i}$ représente la durée de vie de l'assuré i d'âge x , $i = 1, 2, \dots, m$, où

$$F_{T_{x,i}}(t) = 1 - e^{-0.00006 \times 1.1^x (1.1^t - 1)},$$

pour $t \geq 0$.

La prestation de décès est de 20000, versée en fin d'année.

La valeur présente des coûts pour le contrat i est représentée par la v.a. Z_i qui est définie en fonction de la v.a. $T_{x,i}$ ($i = 1, 2, \dots, m$).

Les valeurs présentes (actualisées) sont calculées avec une force d'intérêt de 4%.

On définit la v.a. Z_{PTF} comme étant la valeur présente des coûts pour l'ensemble du portefeuille où

$$Z_{PTF} = Z_1 + \dots + Z_m.$$

Questions :

- (a) **(4 points)**. Calculer la prime pure et le revenu total de primes.
- (b) **(5 points)**. Calculer les valeurs espérées des sorties de fonds pour les années 1, 2, 3.
- (c) **(5 points)**. Déterminer les montants qui doivent être investis dans des obligations 0-coupon au temps 0 pour financer les valeurs espérées des sorties de fonds pour les années 1, 2, 3 (voir en (5b)). Les prix des obligations sont calculés en supposant le modèle de taux d'intérêt déterministe (avec force d'intérêt 4%). Expliquer brièvement comment le revenu total de primes sera alloué en considérant les montants à investir au temps 0 (qui ont été déterminés en (5b)).

Solution : OK

- (a) **(4 points)**. Calculer la prime pure et le revenu total de primes pures.
- (3 points)**. On a

$$\begin{aligned} E[Z] &= 20000 (v F_{T_x}(1) + v^2 (F_{T_x}(2) - F_{T_x}(1)) + v^3 (F_{T_x}(3) - F_{T_x}(2))) \\ &= 20000 (e^{-0.04} F_{T_x}(1) + e^{-0.04 \times 2} (F_{T_x}(2) - F_{T_x}(1)) + e^{-0.04 \times 3} (F_{T_x}(3) - F_{T_x}(2))) \\ &= 20000 \left(\begin{aligned} &e^{-0.04} \left(1 - e^{-0.00006 \times 1.1^{70} (1.1^1 - 1)} \right) \\ &+ e^{-0.04 \times 2} \left(e^{-0.00006 \times 1.1^{70} (1.1^1 - 1)} - e^{-0.00006 \times 1.1^{70} (1.1^2 - 1)} \right) \\ &+ e^{-0.04 \times 3} \left(e^{-0.00006 \times 1.1^{70} (1.1^2 - 1)} - e^{-0.00006 \times 1.1^{70} (1.1^3 - 1)} \right) \end{aligned} \right) \\ &= 286.775059 \end{aligned}$$

(1 points). Revenu total :

$$\begin{aligned} \Pi^{TOT} &= 5000 \times 286.775059 \\ &= 1433875.295 \end{aligned}$$

- (b) **(5 points)**. Calculer les valeurs espérées des sorties de fonds pour les années 1, 2, 3.

On a

$$\begin{aligned} E[CF(1)] &= 5000 \times 20000 \times F_{T_x}(1) \\ &= 5000 \times 20000 \times \left(1 - e^{-0.00006 \times 1.1^{70}(1.1^1 - 1)}\right) \\ &= 472727.284756 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[CF(2)] &= 5000 \times 20000 \times (F_{T_x}(2) - F_{T_x}(1)) \\ &= 5000 \times 20000 \times \left(e^{-0.00006 \times 1.1^{70}(1.1^1 - 1)} - e^{-0.00006 \times 1.1^{70}(1.1^2 - 1)}\right) \\ &= 517419.329342 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[CF(3)] &= 5000 \times 20000 \times (F_{T_x}(3) - F_{T_x}(2)) \\ &= 5000 \times 20000 \times \left(e^{-0.00006 \times 1.1^{70}(1.1^2 - 1)} - e^{-0.00006 \times 1.1^{70}(1.1^3 - 1)}\right) \\ &= 566054.916308 \end{aligned}$$

- (c) **(5 points)**. Déterminer les montants qui doivent être investis dans des obligations 0-coupon au temps 0 pour financer les valeurs espérées des sorties de fonds pour les années 1, 2, 3 (voir en (??)). Les prix des obligations sont calculés en supposant le modèle de taux d'intérêt déterministe (avec force d'intérêt 4%). Expliquer brièvement comment le revenu total de primes sera alloué en considérant les montants à investir au temps 0 (qui ont été déterminés en (??)).

$(\frac{4}{3}$ point). Montant #1

$$\begin{aligned} A(1) &= vE[CF(1)] \\ &= e^{-0.04} \times 472727.284756 \\ &= 454191.382793 \end{aligned} \tag{1}$$

$(\frac{4}{3}$ point). Montant #2

$$\begin{aligned} A(2) &= v^2 E[CF(2)] \\ &= e^{-0.04 \times 2} \times 517419.329342 \\ &= 477638.240852 \end{aligned}$$

$(\frac{4}{3}$ point). Montant #3

$$\begin{aligned} A(3) &= v^3 E[CF(3)] \\ &= e^{-0.04 \times 3} \times 566054.916308 \\ &= 502045.673578 \end{aligned}$$

(1 point). La compagnie va acheter des obligations 0 coupon avec échéance 1, 2, 3 de telle sorte que la compagnie puisse financer l'espérance des sorties de fonds aux échéances 1,2 3. Les coûts sont $A(1)$, $A(2)$ et $A(3)$

6. (10 points). Soit les v.a. i.i.d. X_1, \dots, X_n avec

$$X_i \sim BNComp(r, q; F_C),$$

où $r = 2.5, q = \frac{1}{3}, C \sim Pareto(\alpha = 1.5, \lambda = 5)$, pour $i = 1, 2, \dots, n$.

On définit $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ et $W_n = \frac{1}{n} S_n$.

On ne peut pas identifier une forme explicite pour F_{W_n} .

Parmi les deux méthodes proposées, on choisit une **seule** méthode appropriée pour approximer F_{W_n} :

- méthode #1 – approximation basée sur la loi normale ;
- méthode #2 – approximation basée sur la loi du montant de sinistre maximal.

Note : les méthodes ne sont pas utilisées deux fois dans ce numéro.

Questions :

- (a) (2 points). Calculer la valeur de $E[W_n]$.
- (b) (4 points). **Démontrer** que la part allouée W_n tend (en distribution) vers $E[W_n]$.
(Note : il faut démontrer le résultat qui permet d'obtenir cette conclusion).
- (c) (4 points). La prime pour un contrat du portefeuille est

$$\Pi_{\kappa,n}(X) = VaR_{\kappa}(W_n).$$

Pour $\kappa = 0.99$ et $n = 100$, évaluer approximativement $VaR_{\kappa}(W_n)$ en utilisant une seule des 2 méthodes proposées. Justifier brièvement votre choix.

Solution OK :

- (a) (2 points). Calculer la valeur de $E[W_n]$. où $r = 2.5, q = \frac{1}{3}, C \sim Pareto(\alpha = 1.5, \lambda = 5)$, pour $i = 1, 2, \dots, n$.
On a

$$\begin{aligned} E[W_n] &= E[X_1] \\ &= 2.5 \times 2 \times \frac{5}{1.5 - 1} \\ &= 50 \end{aligned}$$

- (b) (4 points). **Démontrer** que la part allouée W_n tend (en distribution) vers $E[W_n]$.
(Note : il faut démontrer le résultat qui permet d'obtenir cette conclusion).
We define

$$W_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

where

$$L_{W_n}(t) = L_X\left(\frac{t}{n}\right).$$

Near the origin, we have

$$L_X(t) = 1 - \mu t + o(t).$$

It implies that

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n}(t) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \mu \frac{t}{n}\right)^n \\ &= e^{-\mu t} \\ &= L_Z(t), \end{aligned}$$

where the rv Z is defined such that

$$\Pr(Z = \mu) = 1.$$

Then, we conclude that W_n converges in distribution to the rv Z i.e.

$$W_n \xrightarrow{d} Z.$$

We have proven Khinchine's version of the weak law of large numbers.

The proof requires the rvs X_1, X_2, \dots to be positive.

(c) **(4 points)**. La prime pour un contrat du portefeuille est

$$\Pi_{\kappa,n}(X) = VaR_{\kappa}(W_n).$$

Pour $\kappa = 0.99$ et $n = 100$, évaluer approximativement $VaR_{\kappa}(W_n)$ en utilisant une seule des 2 méthodes proposées. Justifier brièvement votre choix.

On ne peut pas prendre la méthode #1, car elle est applicable si l'espérance et la variance de X existent, ce qui n'est pas le cas.

On applique la méthode #2 car elle est appropriée quand le montant de sinistre est de loi Pareto.

On propose d'approximer S_n par la v.a. V_n ($W_n = \frac{S_n}{n}$, par $\frac{V_n}{n}$) et qui représente le montant maximal de sinistre pour l'ensemble du portefeuille.

On a

$$S_n \sim BNComp(nr, q; F_C)$$

On a

$$N_n \sim BN(nr, q)$$

On

$$F_{S_n}(x) \simeq F_{V_n}(x)$$

où

$$\begin{aligned} F_{V_n}(x) &= \dots \\ &= P_{N_n}(F_B(x)) \\ &= \left(\frac{q}{1 - (1 - q)F_B(x)} \right)^{nr} \end{aligned}$$

On observe

$$\kappa = \left(\frac{q}{1 - (1 - q)F_B(x)} \right)^{nr}$$

qui devient

$$\frac{q}{\kappa^{\frac{1}{nr}}} = 1 - (1 - q)F_C(x)$$

On obtient

$$\begin{aligned} F_{V_n}^{-1}(\kappa) &= F_B^{-1} \left(\frac{1 - \frac{q}{\kappa^{\frac{1}{nr}}}}{1 - q} \right) \\ &= \lambda \left(\frac{1}{\left(1 - \frac{1 - \frac{q}{\kappa^{\frac{1}{nr}}}}{1 - q} \right)^{\frac{1}{\alpha}}} - 1 \right) \end{aligned}$$

Comme $r = 1.5, q = \frac{1}{3}, C \sim \text{Pareto}(\alpha = 1.5, \lambda = 5)$, on obtient

$$\begin{aligned} VaR_{\kappa}(S_n) &\simeq VaR_{\kappa}(V_n) \\ &= F_V^{-1}(\kappa) \\ &= 5 \left(\frac{1}{\left(1 - \frac{1 - \frac{\frac{1}{3}}{\kappa^{\frac{1}{nr}}}}{1 - \frac{1}{3}} \right)^{\frac{1}{1.5}}} - 1 \right) \\ &= 6758.276417 \end{aligned}$$

Alors, on a

$$\begin{aligned} VaR_{\kappa}(W_n) &= \frac{1}{n} VaR_{\kappa}(S_n) \\ &\simeq \frac{1}{n} VaR_{\kappa}(V_n) \\ &= \frac{1}{100} 6758.276417 \\ &= 67.58276417 \end{aligned}$$

7. (16 points). Soit la v.a. $X \sim Makeham(\alpha, \beta, \gamma)$ avec

$$\mu(x) = \alpha + \beta e^{\gamma x}, \quad x \geq 0.$$

Questions:

(a) (2 points). Montrer que

$$T_x \sim Makeham(\alpha, \beta_x, \gamma)$$

où

$$\beta_x = \beta e^{\gamma x}$$

(b) (2 points). Montrer que

$$T_x = \min(W, Y_x)$$

où W et Y_x sont des v.a. indépendantes avec

$$W \sim Exp(\alpha) \text{ (cause accidentelle)}$$

et

$$Y_x \sim Gompertz(\beta_x, \gamma) \text{ (cause "biologique")}. \quad \square$$

(c) (12 points). On considère un contrat de rente vie-entière émis à un individu de 55 ans. La rente annuelle est $g = 10000$, payable en début d'année. La force d'intérêt est de 3%. La v.a. Z représente la valeur présente des coûts pour le contrat. Hypothèses : $\alpha = 0.001$, $\beta = 0.00006$ et $\gamma = 0.08$.

Soit la v.a. $U \sim Unif(0, 1)$. Dans le tableau ci-dessous, on fournit 5 réalisations $W^{(j)}$ de W et 5 réalisations $U^{(j)}$ de U :

i	$W^{(j)}$	$U^{(j)}$	$Y_x^{(j)}$	$T_x^{(j)}$	$Z^{(j)}$
1	16.90	0.75			
2	864.22	0.59			
3	6.71	0.92			
4	1077.70	0.44			
5	199.64	0.87			

Sous-questions :

- Calculer les réalisations $Y_x^{(j)}$ de Y_x (avec les réalisations $U^{(j)}$ de U).
- Calculer les réalisations $T_x^{(j)}$ de T_x .
- Calculer les réalisations $Z^{(j)}$ de Z .
- Utiliser les réalisations de $Z^{(j)}$ de Z pour calculer une approximation ...
 - ... de $E[Z]$;
 - ... de $VaR_{0.6}(Z)$;
 - ... de $E[Z \times 1_{\{Z > VaR_{0.6}(Z)\}}]$; et
 - ... de $TVaR_{0.6}(Z)$.

Solution OK:

(a) **(2 points)**. Montrer que

$$T_x \sim Makeham(\alpha, \beta_x, \gamma)$$

où

$$\beta_x = \beta e^{\gamma x}$$

Pour la v.a. T_x , on obtient

$$\bar{F}_{T_x}(t) = \frac{\exp\left(-\alpha(x+t) - \frac{\beta}{\gamma}(e^{\gamma(x+t)} - 1)\right)}{\exp\left(-\alpha x - \frac{\beta}{\gamma}(e^{\gamma x} - 1)\right)} = \exp\left(-\alpha t - \frac{\beta}{\gamma}e^{\gamma x}(e^{\gamma t} - 1)\right)$$

Alors, si $X \sim Makeham(\alpha, \beta, \gamma)$, cela implique $T_x \sim Makeham(\alpha, \beta e^{\gamma x}, \gamma)$.

(b) **(2 points)**. Montrer que

$$T_x = \min(W, Y_x)$$

où W et Y_x sont des v.a. indépendantes avec

$$W \sim Exp(\alpha)$$

et

$$Y_x \sim Gompertz(\beta_x, \gamma)$$

On peut représenter T_x en fonction de deux v.a. indépendantes $W_x \sim Gompertz(\beta e^{\gamma x}, \gamma)$ et $Z \sim Exp(\alpha)$ avec

$$T_x = \min(W, Y_x).$$

En effet, on a

$$\begin{aligned} \Pr(\min(W, Y_x) > t) &= \Pr(W > t, Y_x > t) \\ &= \Pr(W > t) \Pr(Y_x > t) \\ &= \exp(-\alpha t) \exp\left(-\frac{\beta}{\gamma}e^{\gamma x}(e^{\gamma t} - 1)\right) \\ &= \exp\left(-\alpha t - \frac{\beta}{\gamma}e^{\gamma x}(e^{\gamma t} - 1)\right), \end{aligned}$$

où le dernier terme correspond à la fonction de survie de la loi de Gompertz-Makeham. Cette représentation permet de simuler des réalisations de T_x .

(c) **(12 points)**. On considère un contrat de rente continue vie-entière émis à un assuré de 50 ans. En supposant un taux de rente $g = 20000$ et une force d'intérêt de 4%, la v.a. Z représente la valeur présente des coûts pour le contrat. Hypothèses : $\alpha = 0.001$, $\beta = 0.00005$ et $\gamma = 0.06$.

Soit la v.a. $U \sim Unif(0, 1)$. Dans le tableau ci-dessous, on fournit 5 réalisations $W^{(j)}$

de W et 5 réalisations $U^{(j)}$ de U :

i	$W^{(j)}$	$U^{(j)}$	$Y_x^{(j)}$	$T_x^{(j)}$	$Z^{(j)}$
1	16.90	0.75			
2	864.22	0.59			
3	6.71	0.92			
4	1077.70	0.44			
5	199.64	0.87			

Sous-questions :

- i. **(2.5 points)**. Calculer les réalisations $Y_x^{(j)}$ de Y_x (avec les réalisations $U^{(j)}$ de U).
73.81188 66.56560 83.72019 59.55826 80.18842
- ii. **(1.5 points)**. Calculer les réalisations $T_x^{(j)}$ de T_x .
16.90000 66.56560 6.71000 59.55826 80.18842
- iii. **(2.5 points)**. Calculer les réalisations $Z^{(j)}$ de Z .
245676.2 465117.5 117699.1 453832.4 479771.9
- iv. Utiliser les réalisations de $Z^{(j)}$ de Z pour calculer une approximation ...
 - **(1.5 points)**.... de $E[Z]$; On obtient

$$E[Z] \simeq 352419.4$$

- **(1 points)**.... de $VaR_{0.6}(Z)$; On obtient

$$VaR_{0.6}(Z) \simeq 453832.4$$

- **(1.5 points)**.... de $E[Z \times 1_{\{Z > VaR_{0.6}(Z)\}}]$; On obtient

$$\begin{aligned} E[Z \times 1_{\{Z > VaR_{0.6}(Z)\}}] &\simeq \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 Z^{(j)} \times 1_{\{Z^{(j)} > \widetilde{VaR_{0.6}(Z)}\}} \\ &= 188977.9 \end{aligned}$$

- **(1.5 points)**.... de $TVaR_{0.6}(Z)$. On obtient

$$\begin{aligned} TVaR_{0.6}(Z) &= \frac{1}{1-0.6} E[Z \times 1_{\{Z > VaR_{0.6}(Z)\}}] \\ &\simeq \frac{1}{1-0.6} \times \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 Z^{(j)} \times 1_{\{Z^{(j)} > \widetilde{VaR_{0.6}(Z)}\}} \\ &= 472444.7 \end{aligned}$$

8. (8 points). Deux questions distinctes.

- (a) (4 points). On rappelle l'énoncé du **Théorème de la fonction quantile** dans le cas particulier d'une v.a. continue.

Théorème 1 Soit une v.a. continue X avec fonction de répartition F_X et fonction quantile F_X^{-1} . Soit une v.a. $U \sim U(0, 1)$. Alors, la fonction de répartition de $F_X^{-1}(U)$ est F_X .

Questions :

- i. (3 points). Faire la démonstration du théorème.
- ii. (1 point). Indiquer une application concrète de ce théorème dans le cours et en actuariat.

- (b) (4 points). On rappelle l'énoncé du **Théorème d'Euler**.

Théorème 2 Soit $\varphi(x_1, \dots, x_n)$ une fonction définie sur R^n avec valeur dans R , que l'on suppose différentiable en tout point. Si la fonction φ est (positivement) homogène de degré m , alors on a

$$m\varphi(x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^n x_i \frac{\partial \varphi}{\partial x_i}(x_1, \dots, x_n)$$

pour tout $(x_1, \dots, x_n) \in R^n$.

Question : Démontrer le théorème.

Solution – (8 points). Deux questions distinctes. OK

- (a) (4 points). On rappelle l'énoncé du **Théorème de la fonction quantile** dans le cas particulier d'une v.a. continue.

Théorème 3 Soit une v.a. continue X avec fonction de répartition F_X et fonction quantile F_X^{-1} . Soit une v.a. $U \sim U(0, 1)$. Alors, la fonction de répartition de $F_X^{-1}(U)$ est F_X .

Questions :

- i. (3 points). Faire la démonstration du théorème. Comme la v.a. X est continue, on a

$$\Pr(F_X^{-1}(U) \leq x) = \Pr(U \leq F_X(x)),$$

car les événements $\{F_X^{-1}(U) \leq x\}$ et $\{U \leq F_X(x)\}$ coïncident. De la fonction de répartition de $U \sim U(0, 1)$, on déduit

$$\Pr(F_X^{-1}(U) \leq x) = \Pr(U \leq F_X(x)) = F_X(x).$$

- ii. **(1 point)**. Indiquer une application concrète de ce théorème dans le cours et en actuariat.

Réponse : La simulation M-C

- (b) **(4 points)**. On rappelle l'énoncé du **Théorème d'Euler**.

Si $\varphi(x_1, \dots, x_n)$ est homogène d'ordre m , on sait que

$$\varphi(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n) = \lambda^m \varphi(x_1, \dots, x_n) \quad (2)$$

pour tout $\lambda > 0$. On dérive de part d'autre par rapport à λ et on pose $\lambda = 1$. Du côté gauche de l'égalité en (2), on a

$$\begin{aligned} \left. \frac{d\varphi(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n)}{d\lambda} \right|_{\lambda=1} &= \sum_{i=1}^n \frac{\partial \varphi(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n)}{\partial (\lambda x_i)} \times \frac{\partial (\lambda x_i)}{\partial \lambda} \Big|_{\lambda=1} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{\partial \varphi(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n)}{\partial (\lambda x_i)} \times x_i \Big|_{\lambda=1} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{\partial \varphi(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_i} \times x_i. \end{aligned}$$

Ensuite, pour le côté droit de l'égalité en (2), on a

$$\begin{aligned} \left. \frac{d(\lambda^m \varphi(x_1, \dots, x_n))}{d\lambda} \right|_{\lambda=1} &= m \lambda^{m-1} \varphi(x_1, \dots, x_n) \Big|_{\lambda=1} \\ &= m \varphi(x_1, \dots, x_n). \end{aligned}$$

9. **(16 points)**. Soit le couple de v.a. discrètes (M_1, M_2) . Les hypothèses A, B, C suivantes sont considérées pour les valeurs de $\Pr(M_1 = m_1, M_2 = m_2)$:

Hypothèse A			
$m_1 m_2$	0	1	2
0	0	$\frac{1}{4}$	0
1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
2	0	$\frac{1}{4}$	0

Hypothèse B			
$m_1 m_2$	0	1	2
0	$\frac{1}{4}$	0	0
1	0	$\frac{1}{2}$	0
2	0	0	$\frac{1}{4}$

Hypothèse C			
$m_1 m_2$	0	1	2
0	0	0	$\frac{1}{4}$
1	0	$\frac{1}{2}$	0
2	$\frac{1}{4}$	0	0

On définit $N = M_1 + M_2$.

Questions :

- (a) **(2 points)**. Pour chaque hypothèse, les valeurs de $\Pr(M_i = k)$, pour $k = 0, 1, 2$ et $i = 1, 2$. Commenter brièvement.
- (b) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer $Cov(M_1, M_2)$.
- (c) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit indiquer si elle correspond à l'une des situations suivantes (note 1 : il s'agit ci-dessous du coefficient de corrélation de Pearson) (note 2 : il y a une situation par hypothèse) :
- les v.a. M_1 et M_2 sont négativement corrélées ;
 - les v.a. M_1 et M_2 sont positivement corrélées ;
 - les v.a. M_1 et M_2 sont indépendantes (si oui, il faut le démontrer) ;
 - les v.a. M_1 et M_2 sont non-corrélées (i.e. corrélation nulle, il faut trouver un contre-exemple pour indiquer qu'elles ne sont pas indépendantes).
- (d) **(5 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer $TVaR_{0.8}(M_1)$, $TVaR_{0.8}(M_2)$, $TVaR_{0.8}(N)$.
- (e) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer le bénéfice de mutualisation

$$B_{0.8} = TVaR_{0.8}(M_1) + TVaR_{0.8}(M_2) - TVaR_{0.8}(N).$$

Indiquer pour quelle hypothèse le bénéfice est le plus grand et indiquer pour quelle hypothèse le bénéfice est le plus petit.

Solution (16 points) OK :

- (a) **(2 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer les valeurs de $\Pr(M_i = k)$, pour $k = 0, 1, 2$ et $i = 1, 2$. Commenter brièvement.
- Clairement, pour les 4 hypothèses, on a

$$\begin{aligned} \Pr(M_1 = 0) &= \Pr(M_2 = 0) = \frac{1}{4} \\ \Pr(M_1 = 1) &= \Pr(M_2 = 1) = \frac{1}{2} \\ \Pr(M_1 = 2) &= \Pr(M_2 = 2) = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

(b) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer $Cov(M_1, M_2)$.

On a

$$Cov(M_1, M_2) = E[M_1 M_2] - E[M_1] E[M_2]$$

(1 point). Hypothèse A : $E[M_1 M_2] = 1$ et $Cov(M_1, M_2) = 1 - 1 \times 1 = 0$

(1 point). Hypothèse B : $E[M_1 M_2] = 1 \times \frac{1}{2} + 4 \times \frac{1}{4} = 1.5$ et $Cov(M_1, M_2) = 1.5 - 1 \times 1 = 0.5$

(1 point). Hypothèse C : $E[M_1 M_2] = 1 \times \frac{1}{2} = 0.5$ et $Cov(M_1, M_2) = 0.5 - 1 \times 1 = -0.5$

(c) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit indiquer si elle correspond à l'une des situations suivantes (note 1 : il s'agit ci-dessous du coefficient de corrélation de Pearson) (note 2 : il y a une situation par hypothèse) :

- les v.a. M_1 et M_2 sont négativement corrélées ;
- les v.a. M_1 et M_2 sont positivement corrélées ;
- les v.a. M_1 et M_2 sont indépendantes (si oui, il faut le démontrer) ;
- les v.a. M_1 et M_2 sont non-corrélées (i.e. corrélation nulle, il faut trouver un contre-exemple pour indiquer qu'elles ne sont pas indépendantes).

(1 point). Hypothèse A : non-corrélées. Clairement les v.a. M_1 et M_2 ne sont pas indépendantes, car (par exemple)

$$\Pr(M_1 = 0, M_2 = 0) = 0 \neq \Pr(M_1 = 0) \Pr(M_2 = 0) = \frac{1}{8}$$

Il y a plusieurs autres contre-exemples.

(1 point). Hypothèse B : positivement corrélées

(1 point). Hypothèse C : négativement corrélées

(d) **(5 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer $TVaR_{0.8}(M_1)$, $TVaR_{0.8}(M_2)$, $TVaR_{0.8}(N)$.

(1 point). Pour toutes les hypothèses :

- $F_{M_i}(0) = 0.25$, $F_{M_i}(1) = 0.75$, $F_{M_i}(2) = 1$
- $VaR_{0.8}(M_1) = VaR_{0.8}(M_2) = 2$
- $TVaR_{0.8}(M_1) = TVaR_{0.8}(M_2) = 2$

(1.5 points). Hypothèse A :

- $f_N(0) = 0$, $f_N(1) = 0.5$, $f_N(2) = 0$, $f_N(3) = 0.5$, $f_N(4) = 0$,
- $F_N(0) = 0$, $F_N(1) = 0.5$, $F_N(2) = 0.5$, $F_N(3) = 1$, $F_N(4) = 1$
- $VaR_{0.8}(N) = VaR_{0.8}(N) = 3$
- $TVaR_{0.8}(M_1) = TVaR_{0.8}(M_2) = 3$

(1.5 points). Hypothèse B :

- $f_N(0) = 0.25$, $f_N(1) = 0$, $f_N(2) = 0.5$, $f_N(3) = 0$, $f_N(4) = 0.25$,
- $F_N(0) = 0.25$, $F_N(1) = 0.25$, $F_N(2) = 0.75$, $F_N(3) = 0.75$, $F_N(4) = 1$
- $VaR_{0.8}(N) = VaR_{0.8}(N) = 4$
- $TVaR_{0.8}(M_1) = TVaR_{0.8}(M_2) = 4$

(1 point). Hypothèse C :

- $f_N(0) = 0, f_N(1) = 0, f_N(2) = 1, f_N(3) = 0, f_N(4) = 0,$
- $F_N(0) = 0, F_N(1) = 0, F_N(2) = 1, F_N(3) = 1, F_N(4) = 1$
- $Var_{0.8}(N) = Var_{0.8}(N) = 2$
- $TVaR_{0.8}(M_1) = TVaR_{0.8}(M_2) = 2$

(e) **(3 points)**. Pour chaque hypothèse, on doit calculer le bénéfice de mutualisation

$$B_{0.8} = TVaR_{0.8}(M_1) + TVaR_{0.8}(M_2) - TVaR_{0.8}(N).$$

Indiquer pour quelle hypothèse le bénéfice est le plus grand et indiquer pour quelle hypothèse le bénéfice est le plus petit.

(1 point). Bénéfice le plus grand = Hypothèse C : $B_{0.8} = 2 + 2 - 2 = 2$

(1 point). Bénéfice le plus petit = Hypothèse B : $B_{0.8} = 2 + 2 - 4 = 0$

(1 point). Hypothèse A : $B_{0.8} = 2 + 2 - 3 = 1$

10. **(10 points)**. Soit la v.a. $\Theta \sim \text{Bern}(0.2)$.

Soient les v.a. strictement positives X_1, \dots, X_n où, sachant $\Theta = \theta$,

$$(X_1|\Theta = \theta), \dots, (X_n|\Theta = \theta)$$

sont conditionnellement indépendantes, et

$$E[X_i|\Theta = \theta] = 1 + 5\theta,$$

pour $i = 1, 2, \dots, n$.

On définit $S_n = X_1 + \dots + X_n$ et $W_n = \frac{S_n}{n}$.

Questions :

- (a) **(2 points)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 0]$ et $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 1]$.
- (b) **(1 point)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n]$.
- (c) **(2 points)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Var}(W_n)$.
- (d) **(5 points)**. En utilisant la transformée de Laplace-Stieljes (notation : $L_Y(t) = E[e^{-tY}]$ pour une v.a. positive Y), démontrer que W_n tend en distribution vers la v.a. Z où

$$\Pr(Z = z_0) = \Pr(\Theta = 0)$$

et

$$\Pr(Z = z_1) = \Pr(\Theta = 1)$$

avec $z_0 = \lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 0]$ et $z_1 = \lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 1]$.

- i. Étape 1: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n|\Theta=0}(t)$.
- ii. Étape 2: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n|\Theta=1}(t)$.
- iii. Étape 3: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n}(t)$ et conclure.

Solution OK:

- (a) **(2 points)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 0]$ et $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 1]$.

On a

$$\begin{aligned} E[W_n|\Theta = 0] &= E[X_1|\Theta = 0] \\ &= 1 \end{aligned}$$

On a

$$\begin{aligned} E[W_n|\Theta = 1] &= E[X_1|\Theta = 1] \\ &= 6 \end{aligned}$$

On conclut

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n|\Theta = 0] = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n | \Theta = 1] = 6$$

(b) **(1 points)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n]$.

Pour tout n , on a

$$\begin{aligned} E[W_n] &= \Pr(\Theta = 0) E[W_n | \Theta = 0] + \Pr(\Theta = 1) E[W_n | \Theta = 1] \\ &= 0.8 \times 1 + 0.2 \times 6 \\ &= 2 \end{aligned}$$

On conclut

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n] = 2$$

(c) **(2 points)**. Calculer $\lim_{n \rightarrow \infty} Var(W_n)$.

On a

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} Var(W_n) &= Var(E[W_n | \Theta]) \\ &= 0.8 \times (1 - 2)^2 + 0.2 \times (6 - 2)^2 \\ &= 4 \end{aligned}$$

(d) **(5 points)**. En utilisant la transformée de Laplace-Stieljes (notation : $L_Y(t) = E[e^{-tY}]$ pour une v.a. positive Y), démontrer que W_n tend en distribution vers la v.a. Z où

$$\Pr(Z = z_0) = \Pr(\Theta = 0)$$

et

$$\Pr(Z = z_1) = \Pr(\Theta = 1)$$

avec $z_0 = \lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n | \Theta = 0]$ et $z_1 = \lim_{n \rightarrow \infty} E[W_n | \Theta = 1]$.

i. **(1.5 points)**. Étape 1: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n | \Theta=0}(t)$.

On a

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n | \Theta=0}(t) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - E[W_n | \Theta = 0] \frac{t}{n} \right)^n \\ &= e^{-E[W_n | \Theta=0]t} \\ &= e^{-1t} \end{aligned}$$

ii. **(1.5 points)**. Étape 2: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n | \Theta=1}(t)$.

On a

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n | \Theta=1}(t) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - E[W_n | \Theta = 1] \frac{t}{n} \right)^n \\ &= e^{-E[W_n | \Theta=1]t} \\ &= e^{-6t} \end{aligned}$$

iii. **(2 points)**. Étape 3: Identifier $\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n}(t)$ et conclure.

On a

$$\begin{aligned}\lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n}(t) &= \Pr(\Theta = 0) \lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n|\Theta=0}(t) + \Pr(\Theta = 1) \lim_{n \rightarrow \infty} L_{W_n|\Theta=1}(t) \\ &= 0.8 \times e^{-1t} + 0.2 \times e^{-6t} \\ &= L_Z(t)\end{aligned}$$

où la v.a. Z prend 2 valeurs, soit 1 et 6, avec

$$\Pr(Z = 1) = 0.8 \text{ et } \Pr(Z = 6) = 0.2.$$

Then, we conclude that W_n converges in distribution to the rv Z i.e.

$$W_n \xrightarrow{d} Z.$$

11. **(9 points)**. Les coûts pour un contrat d'assurance santé sont définis par la v.a. X .

Soit la v.a. d'hétérogénéité $\Theta \sim LNorm(\mu = -\frac{1}{2}\sigma^2, \sigma = 1)$.

Sachant $\Theta = \theta$, on a

$$(X|\Theta = \theta) \sim PoisComp(\lambda\theta, F_B)$$

avec $\lambda = 10$ et $B \sim Gamma(\alpha = 1.5, \beta = \frac{1}{100})$.

La prime pour le contrat avec la mesure décomposée comme suit :

$$\rho_\kappa(X) = E[X] + C_\kappa(X) + D_\kappa(X)$$

où

$$\begin{aligned} C_\kappa(X) &= \frac{E_\Theta[Var(X|\Theta)]}{Var(X)} \frac{1}{1-\kappa} \sqrt{Var(X)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}} \\ D_\kappa(X) &= \frac{Var_\Theta(E[X|\Theta])}{Var(X)} \frac{1}{1-\kappa} \sqrt{Var(X)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Phi^{-1}(\kappa))^2}{2}}. \end{aligned}$$

La composante $D_\kappa(X)$ correspond à la portion expliquée par l'hétérogénéité.

Questions :

- (a) **(2 points)**. Calculer $E[X]$
- (b) **(5 points)**. Calculer $C_{0.99}(X)$ et $D_{0.99}(X)$.
- (c) **(2 points)**. Calculer $\rho_{0.99}(X)$ et commenter brièvement par rapport à l'hétérogénéité.

Solution OK:

- (a) **(2 points)**. Calculer $E[X]$.

On a

$$E[X|\Theta] = \lambda\Theta \frac{\alpha}{\beta}$$

On a

$$\begin{aligned} E[X] &= E_\Theta[E[X|\Theta]] \\ &= E\left[\lambda\Theta \frac{\alpha}{\beta}\right] \\ &= \lambda \frac{\alpha}{\beta} E[\Theta] \\ &= \lambda \frac{\alpha}{\beta} \\ &= 10 \times 150 = 1500 \end{aligned}$$

- (b) **(5 points)**. Calculer $C_{0.99}(X)$ et $D_{0.99}(X)$.

On a

$$\begin{aligned}
 E_{\Theta} [Var (X|\Theta)] &= E_{\Theta} \left[\lambda \Theta \frac{\alpha (\alpha + 1)}{\beta^2} \right] \\
 &= \lambda \frac{\alpha (\alpha + 1)}{\beta^2} E_{\Theta} [\Theta] \\
 &= 10 \times \frac{1.5 \times 2.5}{\left(\frac{1}{100}\right)^2} = 375000
 \end{aligned}$$

On a

$$\begin{aligned}
 Var_{\Theta} (E [X|\Theta]) &= Var \left(\lambda \Theta \frac{\alpha}{\beta} \right) \\
 &= \left(\lambda \frac{\alpha}{\beta} \right)^2 Var (\Theta) \\
 &= (1500^2) (e^{-1+2} - 1^2) \\
 &= 3866134.114
 \end{aligned}$$

On conclut

$$Var (X) = 375000 + 3866134.114 =: 4241134.114$$

On obtient

$$\begin{aligned}
 C_{0.99} (X) &= \frac{375000}{4241134.114} \frac{1}{1 - 0.99} \sqrt{4241134.114} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
 &= 485.31337369 \\
 D_{\kappa} (X) &= \frac{3866134.114}{4241134.114} \frac{1}{1 - 0.99} \sqrt{4241134.114} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(2.326348)^2}{2}} \\
 &= 5003.43090668
 \end{aligned}$$

(c) **(2 points)**. Calculer $\rho_{0.99}(X)$ et commenter brièvement par rapport à l'hétérogénéité.

$$\begin{aligned}
 \rho_{\kappa} (X) &= E [X] + C_{\kappa} (X) + D_{\kappa} (X) \\
 &= 1500 + 485.3134 + 5003.4309
 \end{aligned}$$

L'hétérogénéité a un impact important sur la prime.

FIN

Annexes

- Values of the quantile function Φ^{-1} of the standard normal distribution.

u	0.5	0.9	0.95	0.99	0.999	0.9999
$\Phi^{-1}(u)$	0	1.281552	1.644854	2.326348	3.090232	3.719016

- See the next page for values of actuarial functions.

Valeurs de \overline{A}_x et \overline{a}_x ($\delta = 0.02, 0.03, 0.04$ et $\mu_x = 0.00004 \times 1.1^x$)

• Dans l'ordre: x ; $\overline{A}_x @\delta=0.02$ $\overline{A}_x @\delta=0.03$ $\overline{A}_x @\delta=0.04$ $\overline{a}_x @\delta=0.02$ $\overline{a}_x @\delta=0.03$ $\overline{a}_x @\delta=0.04$						
• 30	0.4127000	0.2726145	0.1838682	29.36500	24.246184	20.403294
• 31	0.4206056	0.2803791	0.1907650	28.96972	23.987363	20.230874
• 32	0.4286344	0.2883329	0.1978884	28.56828	23.722238	20.052791
• 33	0.4367857	0.2964776	0.2052427	28.16071	23.450747	19.868931
• 34	0.4450591	0.3048149	0.2128325	27.74705	23.172838	19.679187
• 35	0.4534536	0.3133460	0.2206619	27.32732	22.888465	19.483453
• 36	0.4619681	0.3220722	0.2287346	26.90160	22.597593	19.281634
• 37	0.4706012	0.3309940	0.2370544	26.46994	22.300198	19.073639
• 38	0.4793514	0.3401120	0.2456246	26.03243	21.996266	18.859386
• 39	0.4882166	0.3494261	0.2544480	25.58917	21.685797	18.638801
• 40	0.4971947	0.3589360	0.2635271	25.14027	21.368801	18.411822
• 41	0.5062830	0.3686408	0.2728642	24.68585	21.045307	18.178396
• 42	0.5154786	0.3785393	0.2824607	24.22607	20.715356	17.938483
• 43	0.5247782	0.3886298	0.2923177	23.76109	20.379007	17.692058
• 44	0.5341782	0.3989099	0.3024357	23.29109	20.036335	17.439108
• 45	0.5436746	0.4093769	0.3128145	22.81627	19.687437	17.179638
• 46	0.5532627	0.4200272	0.3234533	22.33686	19.332425	16.913668
• 47	0.5629378	0.4308569	0.3343505	21.85311	18.971436	16.641238
• 48	0.5726946	0.4418612	0.3455037	21.36527	18.604626	16.362407
• 49	0.5825271	0.4530348	0.3569098	20.87364	18.232175	16.077256
• 50	0.5924293	0.4643714	0.3685646	20.37853	17.854286	15.785886
• 51	0.6023944	0.4758644	0.3804631	19.88028	17.471187	15.488422
• 52	0.6124152	0.4875061	0.3925994	19.37924	17.083130	15.185015
• 53	0.6224841	0.4992882	0.4049664	18.87580	16.690395	14.875840
• 54	0.6325929	0.5112014	0.4175561	18.37035	16.293286	14.561099
• 55	0.6427331	0.5232359	0.4303592	17.86335	15.892136	14.241020

- 56 0.6528956 0.5353809 0.4433655 17.35522 15.487302 13.915862
- 57 0.6630708 0.5476248 0.4565636 16.84646 15.079172 13.585911
- 58 0.6732489 0.5599553 0.4699408 16.33756 14.668158 13.251480
- 59 0.6834194 0.5723591 0.4834834 15.82903 14.254697 12.912914
- 60 0.6935716 0.5848223 0.4971765 15.32142 13.839256 12.570587
- Interpolation : pour $x \in \{30, 31, \dots, 60\}$ et $s \in [0, 1]$,

$$\overline{A}_{x+s} = (1-s) \times \overline{A}_x + s \times \overline{A}_{x+1} \quad \text{et} \quad \overline{a}_{x+s} = (1-s) \times \overline{a}_x + s \times \overline{a}_{x+1}$$

- Relations : $\overline{A}_x = \overline{A}_{1:\overline{t}} + v^t {}_t p_x \overline{A}_{x+t}$ et $\overline{a}_x = \overline{a}_{x:\overline{t}} + v^t {}_t p_x \overline{a}_{x+t}$