# Provisionnement non vie

2 mai 2017

M1 Actuariat, année 2016-2017

*Durée : 2h*
*La calculatrice est autorisée ainsi qu'une feuille* **manuscrite** *seulement recto.*
**Toutes les réponses doivent être soigneusement justifiées**.

**Exercice 1** Nous considérons le triangle de paiements de sinistres incrémentaux, effectués par une compagnie d'assurance pour son portefeuille Corps maritimes au titre des exercices de 1984 à 1991 :

| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 1381 | 4399 | 4229 | 435 | 465 | 205 | 110 | 67 |
| 1 | 859 | 6940 | 2619 | 1531 | 517 | 572 | 287 | |
| 2 | 6482 | 6463 | 3995 | 1420 | 547 | 723 | | |
| 3 | 2899 | 16428 | 5521 | 2424 | 477 | | | |
| 4 | 3964 | 15872 | 8178 | 3214 | | | | |
| 5 | 6809 | 24484 | 27928 | | | | | |
| 6 | 11155 | 38229 | | | | | | |
| 7 | 10641 | | | | | | | |

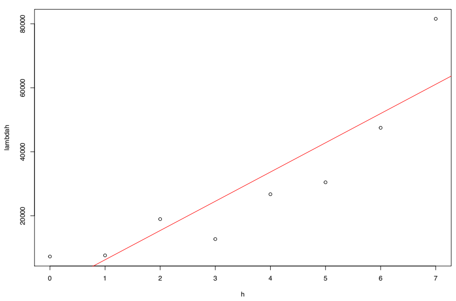
a) Nous avons calculé le $d$-triangle ainsi que des statistiques élémentaires par colonnes.

| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 4,1854 | 1,7317 | 1,0435 | 1,0445 | 1,0188 | 1,0099 | 1,0060 |
| 1 | 9,0792 | 1,3358 | 1,1470 | 1,0433 | 1,0459 | 1,0220 | |
| 2 | 1,9971 | 1,3086 | 1,0838 | 1,0298 | 1,0382 | | |
| 3 | 6,6668 | 1,2857 | 1,0976 | 1,0175 | | | |
| 4 | 5,0040 | 1,4123 | 1,1147 | | | | |
| 5 | 4,5958 | 1,8925 | | | | | |
| 6 | 4,4271 | | | | | | |
| $\hat{\mu}$ | 5,1365 | 1,4944 | 1,0973 | 1,0338 | 1,0343 | 1,016 | |
| $\hat{\sigma}$ | 2,0515 | 0,2326 | 0,0342 | 0,01103 | 0,0114 | 0,0061 | |
| $\hat{CV}$ | 0,399 | 0,156 | 0,031 | 0,011 | 0,011 | 0,006 | |

Nous avons effectué un calcul de provision par la méthode de Chain-Ladder et avons obtenu une provision globale de 133750. L'application de cette méthode vous semble-t-elle appropriée ? Oui ? Non ? Pourquoi ?

b) Calculer la provision par la méthode de Chain Ladder pondérée en utilisant une pondération par année calendaire. Comparer le résultat obtenu à celui obtenu par la méthode de Chain Ladder standard ($R = 133750$). Pourquoi utiliser une pondération par année calendaire ? Auriez-vous d'autres propositions de pondération ?

c) Calculer le montant de provision globale par la méthode de séparation arithmétique de Verbeek-Taylor. Les facteurs d'inflation $(\lambda_h)_{h \geq n+1}$ seront extrapolés de façon linéaire : $\lambda_h = ah + b$. Les paramètres $a$ et $b$ ont été estimés par régression linéaire sur les valeurs antérieures de $\lambda_h$ : $\hat{b} = -2890$ et $\hat{a} = 9142$. Dans le graphique ci-dessous, nous représentons les données avec la droite de régression estimée (en rouge).



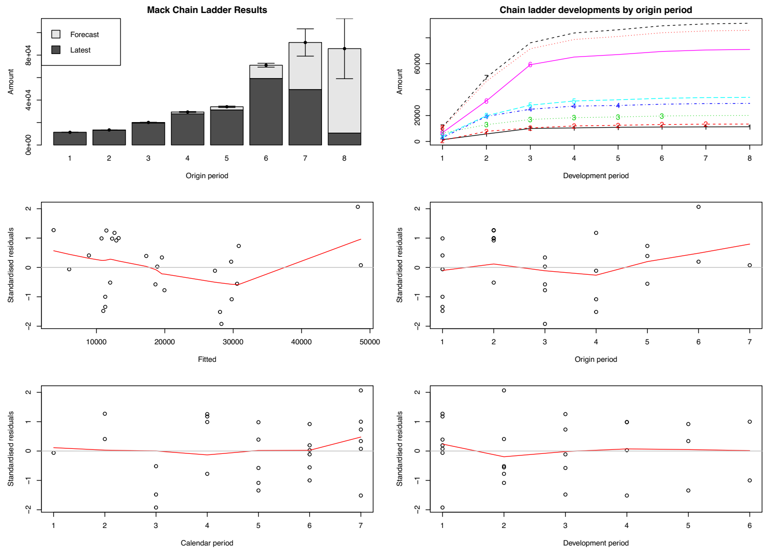

À votre avis, aurait-il été possible d'améliorer les résultats de cette méthode ? Si oui, comment ?

d) Comparer les résultats obtenus par les trois dernières méthodes. Quelle méthode privilegeriez-vous ? Pourquoi ?

**Exercice 2** Nous considérons le triangle de paiements incrémentaux de l'Exercice 1 (avec dorénavant $i, j = 1, \ldots, 8$). À l'aide du logiciel R, nous avons estimé plusieurs modèles. Les résultats sont présentés ci-dessous :

1) modèle de Mack (*N.B. les colonnes $f_j$ et $\sigma_j^2$ ont été rajoutées*)

```
  Latest Dev.To.Date Ultimate     IBNR Mack.S.E  CV(IBNR)     f_j     sigma^2_j
1 11,291       1.000   11,291      0.0      0.0       NaN  4.362693  1.214391e+04
2 13,325       0.994   13,405     79.5     32.3     0.406  1.541039  1.338376e+03
3 19,630       0.978   20,072    441.8    183.6     0.415  1.100012  1.640612e+01
4 27,749       0.944   29,380  1,631.1    410.7     0.252  1.029489  2.852305e+00
5 31,228       0.917   34,039  2,810.6    596.0     0.212  1.035476  2.265839e+00
6 59,221       0.834   71,007 11,785.9  1,728.8     0.147  1.016438  8.806148e-01
7 49,384       0.541   91,248 41,864.3 12,155.7     0.290  1.005969  3.572896e-02
8 10,641       0.124   85,778 75,137.0 26,779.8     0.356  1.000000
              Totals
Latest:   222,469.00
Dev:            0.62
Ultimate: 356,219.13
IBNR:     133,750.13
Mack.S.E   31,223.77
CV(IBNR):       0.23
```




i) Pour l'année d'origine 2, détailler le calcul de chacune des quantités de la table tout en expliquant ce que chaque quantité représente.

ii) Calculer un intervalle de prédiction à 95% pour $R$ sous l'hypothése de normalité puis de lognormalité.

iii) Sous les mêmes hypothèses, calculer la provision suffisante dans 95% des cas.

iv) Commenter globalement les résultats du modèle de Mack (à l'aide de la table et des graphiques) ainsi que les résultats obtenus au point ii) et iii) ci-dessus (10 lignes maximum).

2) modélisation Log Poisson surdispersée (loi de Poisson surdispersée et fonction lien ln). *Nous rappelons que pour une loi de Poisson, la fonction variance est donnée par* $V(\mu_{ij}) = \mu_{ij}$.

```
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   7.2447     0.3083  23.498  < 2e-16 ***
anF2          0.1716     0.3627   0.473  0.64105
anF3          0.5753     0.3358   1.713  0.10142
anF4          0.9563     0.3186   3.002  0.00679 **
anF5          1.1035     0.3140   3.514  0.00206 **
anF6          1.8388     0.2954   6.224 3.57e-06 ***
anF7          2.0896     0.3048   6.857 8.89e-07 ***
anF8          2.0278     0.4128   4.912 7.37e-05 ***
devF2         1.2127     0.1761   6.888 8.30e-07 ***
devF3         0.8588     0.2048   4.193  0.00041 ***
devF4        -0.3969     0.3450  -1.150  0.26287
devF5        -1.5229     0.6584  -2.313  0.03095 *
devF6        -1.3090     0.7588  -1.725  0.09920 .
devF7        -2.0434     1.4406  -1.418  0.17073
devF8        -3.0400     3.4725  -0.875  0.39123
---
Signif. codes:  0 *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1   1

(Dispersion parameter for quasipoisson family taken to be 801.5309)
```

a) Écrire le modèle et montrer que dans ce modèle nous pouvons écrire :

$$MSEPC(\hat{R}_i) \approx \sum_{j\in\Delta_i} \phi\hat{\mu}_{ij} + \hat{\mu}_{ij}^2 Var(\hat{\eta}_{ij}) + 2 \sum_{j_1,j_2\in\Delta_i,j_2>j_1} \hat{\mu}_{ij_1}\hat{\mu}_{ij_2}Cov(\hat{\eta}_{ij_1}\hat{\eta}_{ij_2})$$

$$MSEPC(\hat{R}) \approx \sum_{i,j\in\Delta} \phi\hat{\mu}_{ij}+\hat{\mu}_{ij}^2 Var(\hat{\eta}_{ij})+2 \sum_{i_1,j_1,i_2,j_2\in\Delta,(i_1,j_1)\neq(i_2,j_2)} \hat{\mu}_{i_1j_1}\hat{\mu}_{i_2j_2}Cov(\hat{\eta}_{i_1j_1}\hat{\eta}_{i_2j_2})$$

avec $\Delta$ le triangle inferieur, $\Delta_i$ la $i$-ème ligne du triangle inferieur et $\eta_{ij}$ le score. *Afin de simplifier les calculs, on considérera que $\hat{R}_i$ est un estimateur sans biais de $E(R_i)$.*

Nous avons ainsi pu calculer les quantités suivantes :

| | R_i | sep(R_i) | CV(R_i) |
|---|---|---|---|
| 1 | 0 | 0 | NaN |
| 2 | 80 | 354 | 4.43 |
| 3 | 442 | 818 | 1.85 |
| 4 | 1631 | 1575 | 1.38 |
| 5 | 2811 | 2052 | 0.73 |
| 6 | 11786 | 4747 | 0.40 |
| 7 | 41864 | 9873 | 0.24 |
| 8 | 75137 | 24332 | 0.32 |

| | |
|---|---|
| R | 133750 |
| sep(R) | 30460.9 |
| CV(R) | 0.228 |

b) Pour l'année d'origine 5, détailler le calcul de la provision.

c) Nous avons ensuite effectué un Bootstrap sur ce modèle ($B$=5000) et nous avons obtenu un best estimate égale à 136042.9 et un risque d'estimation de 564676602. Calculer l'erreur de prédiction $sep_{boot}(\hat{R})$ et le coefficient de variation. Ensuite, comparer ces résultats aux résultats obtenus par le modèle Log Poisson surdispersé sans Bootstrap.

3) méthode Bootstrap avec modèle Log Gamma (loi de Gamma et fonction lien ln)

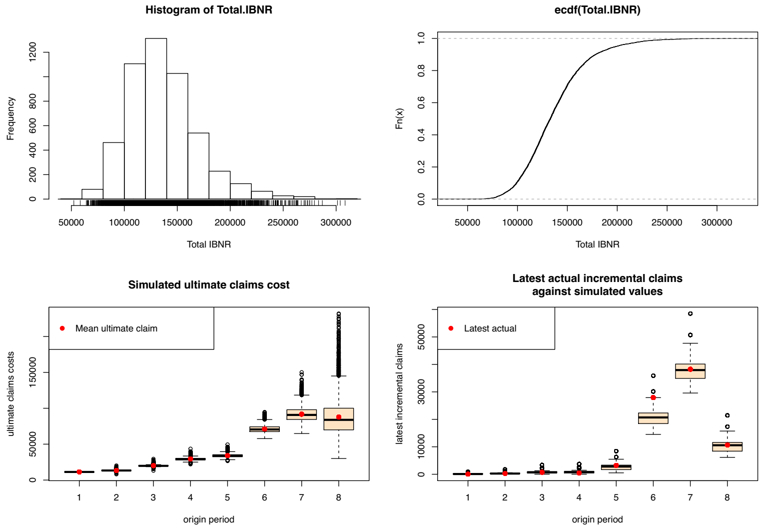
| | Latest | Mean Ultimate | Mean IBNR | IBNR.S.E | IBNR 75% | IBNR 95% |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 11,291 | 11,291 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 |
| 2 | 13,325 | 13,398 | 73.3 | 496 | 43.1 | 805 |
| 3 | 19,630 | 20,083 | 453.0 | 1,023 | 730.8 | 2,410 |
| 4 | 27,749 | 29,409 | 1,660.4 | 1,842 | 2,538.5 | 5,237 |
| 5 | 31,228 | 34,077 | 2,849.2 | 2,337 | 4,078.0 | 7,352 |
| 6 | 59,221 | 71,155 | 11,934.3 | 5,191 | 15,003.6 | 21,552 |
| 7 | 49,384 | 91,801 | 42,417.0 | 10,544 | 48,617.0 | 60,893 |
| 8 | 10,641 | 87,902 | 77,260.6 | 26,554 | 89,424.4 | 128,422 |

| | Totals |
|---|---|
| Latest: | 222,469 |
| Mean Ultimate: | 359,117 |
| Mean IBNR: | 136,648 |
| IBNR.S.E | 33,281 |
| Total IBNR 75%: | 154,235 |
| Total IBNR 95%: | 198,805 |

a) Expliquer ce que chaque colonne de ce tableau représente.

b) Calculer le coefficient de variation pour $\hat{R}_i$, $i = 2, \ldots, 8$, et $\hat{R}$.

c) À l'aide des graphiques ci-dessous, que pouvez-vous conclure sur la performance de la méthode ? Pourquoi ?




4) Au vu des résultats obtenus pour la provision globale par les différentes méthodes (modèle de Mack, modèle Log Poisson surdispersé, Bootstrap avec modèle Log Poisson surdispersé et Bootstrap avec modèle Log Gamma) quelle méthode privilegeriez-vous ? Pourquoi ? Si vous le souhaitez, vous pouvez résumer les résultats dans un tableau afin de faciliter la comparaison entre les méthodes.

$W_{ij} = i+j+1$ année calend

$$f_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} f_{ij} W_{ij}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} W_{ij}}$$

## Exercice 1 :



a) Non cette méthode ne semble pas appropriée car les facteurs de développement du d-triangle ne sont pas sensiblement constants par colonnes.

b) Sous la méthode de Chain Ladder pondérée les facteurs de dvp$^t$ sont :

$$f_j = \frac{\sum_{i=0}^{7-j-1} f_{ij} W_{ij}}{\sum_{i=0}^{7-j-1} W_{ij}} \qquad j \in [0,6]$$

→ Ceux du d-triangle

→ Comme la pondération est par année calendaire
$\Rightarrow W_{ij} = i+j+1.$

$\Rightarrow f_0 = 4,9495$ ; $f_1 = 1,5131$ ; $f_2 = 1,1013$ ; $f_3 = 1,0316$ ; $f_4 = 1,0354$ ; $f_5 = 1,0164$ ; $f_6 = 1,0060$

Le tableau fourni correspond au triangle de paiements sinistres incrémentaux. ⚠ nous ne sommes pas obligé de construire le tableau il suffisait d'utiliser la relation *

$\Rightarrow$ Le triangle des paiements cumulés est obtenu par $C_{ij} = \sum_{h=0}^{j} x_{ih}$ *

| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 1381 | 5780 | 10009 | 10444 | 10909 | 11114 | 11224 | 11291 |
| 1 | 859 | 7799 | 10418 | 11949 | 12466 | 13038 | 13325 | |
| 2 | 6482 | 12945 | 16940 | 18360 | 18907 | 19630 | | |
| 3 | 2899 | 19327 | 24848 | 27272 | 27749 | | | |
| 4 | 3964 | 19836 | 28014 | 31228 | | | | |
| 5 | 6809 | 31293 | 59221 | | | | | |
| 6 | 11155 | 49384 | | | | | | |
| 7 | 10641 | | | | | | | |

Donc $\forall i \in [0,6]$, $C_{i,7} = C_{i,7-i} \prod_{h=7-i}^{6} f_h$ et $R_i = C_{in} - C_{i,n-i}$ $i \in [1,n]$

$\Rightarrow C_{0,7} = 11291$
$C_{1,7} = 13404,95$
$C_{2,7} = 20071,6436$
$C_{3,7} = 29377,7232$
$C_{4,7} = 34105,6477$
$C_{5,7} = 71230,0923$
$C_{6,7} = 89875,5716$
$C_{7,7} = 95851,5573$

$R_0 = 0$
$R_1 = 79,95$
$R_2 = 441,6436$
$R_3 = 1628,7232$
$R_4 = 2877,6477$
$R_5 = 12009,0923$
$R_6 = 40491,5716$
$R_7 = 85210,5573$

$\Rightarrow R = \sum R_i = 142739,1857$

On obtient une provision plus grande.

On utilise une pondération calendaire lorsqu'on souhaite donner + de poids aux années récentes.

On aurait pu prendre le dernier $f_j$ ou la moyenne des 2 derniers.

c) Utilisation de Verbeek-Taylor arithmétique : $X_{ij} = y_j \lambda_{i+j}$, $\sum_{j=0}^{m} y_j = 1$

$$d_k = \lambda_k \sum_{j=0}^{k} y_j = \sum_{i=0}^{k} x_{i,k-i} \; ; \; V_j = \sum_{i=0}^{m-j} x_{ij} = y_j \sum_{k=j}^{m} \lambda_k \implies \begin{cases} \lambda_k = \dfrac{d_k}{1-\sum_{j=k+1}^{m} y_j} \\ y_k = \dfrac{V_k}{\sum_{k=k}^{m} \lambda_k} \end{cases}$$

" géométrique : $\prod_{j=0}^{m} y_j = 1$
$$q_k = \prod_{i=0}^{k} x_{i,k-i} = \lambda_k \prod_{j=0}^{k} y_j$$
$$w_j = \prod_{i=0}^{m-j} x_{ij} = y_j \prod_{k=j}^{m} \lambda_k$$

↳ On peut améliorer cette méthode en utilisant un ajustem$^t$ exponentiel des $\hat{\lambda}_k$ plutôt que linéaire.

$$R_i = C_{im} - C_{i,m-i} \qquad \text{or } C_{ij} = \sum_{h=0}^{j} x_{ih}$$
$$= \sum_{h=0}^{m} x_{ih} - \sum_{h=0}^{m-i} x_{ih}$$

avec $x_{ih} = y_h \lambda_{i+h}$ $\qquad \lambda_{i+h} = \hat{a}(i+h) + \hat{b}$ $\qquad d_k = \sum_{i=0}^{k} x_{i,k-i}$

$\implies d_0 = 1381$ ; $d_1 = 4399 + 859 = 5258$ ; $d_2 = 4229 + 6940 + 6482 = 17651$ ; $d_3 = 12416$ ; $d_4 = 26383$ ; $d_5 = 30344$ ; $d_6 = 47470$ ; $d_7 = 81566$

$V_j = \sum \text{colonne} \implies V_0 = 44190$, $V_1 = 112815$, $V_2 = 52470$, $V_3 = 9024$, $V_4 = 2006$, $V_5 = 1500$, $V_6 = 397$, $V_7 = 67$

$$\implies \begin{cases} \lambda_7 = d_7 \\ y_7 = \dfrac{V_7}{\lambda_7} \end{cases}, \begin{cases} \lambda_6 = \dfrac{d_6}{1-y_7} \\ y_6 = \dfrac{V_6}{\lambda_6+\lambda_7} \end{cases}, \begin{cases} \lambda_5 = \dfrac{d_5}{1-y_7-y_6} \\ y_5 = \dfrac{V_5}{\lambda_5+\lambda_6+\lambda_7} \end{cases}, \begin{cases} \lambda_4 = \dfrac{d_4}{1-y_7-y_6-y_5} \\ y_4 = \dfrac{V_4}{\lambda_4+\lambda_5+\lambda_6+\lambda_7} \end{cases} \dots \implies \begin{cases} \lambda_7 = 81566 ; \lambda_6 = 47509{,}82 ; \lambda_5 = 30462{,}72 ; \lambda_4 = 26738{,}61 ; \lambda_3 = 12722{,}2 ; \lambda_2 = 18967{,}63 ; \lambda_1 = 7621{,}84 ; \lambda_0 = 7279{,}373 \\ y_7 = 0{,}0008 ; y_6 = 0{,}00308 ; y_5 = 0{,}00940 ; y_4 = 0{,}10769 ; y_3 = 0{,}04535 ; y_2 = 0{,}24073 ; y_1 = 0{,}50009 ; y_0 = 0{,}18977 \end{cases}$$

$$X_{ij} = y_j \lambda_{i+j} \qquad R_i = \sum_{h=0}^{m} x_{ih} - \sum_{h=0}^{m-i} x_{ih} = \sum_{h=m-i+1}^{m} x_{ih}$$
$$R_2 = \sum_{h=7-2+1}^{7} x_{ih} = x_{26} + x_{27}$$

$R_0 = 0$ ; $R_1 = x_{17} = y_7 \lambda_8 = y_7(\hat{a} \times 8 + \hat{b}) = 57{,}70152$ ; $R_2 = 281{,}2687$ ; $R_3 = 977{,}3609$
$R_4 = 1855{,}419$ ; $R_5 = 5260{,}901$ ; $R_6 = 22805{,}49$ ; $R_7 = 60770{,}33$
$\implies R = 92008{,}47$

d) Par principe de prudence, on privilégie la méthode avec le + grand R. $\implies$ CL pondéré car $R = 142739$

## Exercice 2 :

1) i) Ligne 2 :

Latest : $C_{2,7} = \sum_{h=0}^{7} x_{2h} = 13325$ ← C'est le dernier paiement connu pour les sinistres de la 2$^e$ année.

Dev. to. date : $\dfrac{\text{Latest}}{\text{Ultimate}} = 0{,}994$ ← C'est la cadence du règlement "

Ultimate $= C_{2,8} = C_{2,7} \times f_7 = 13405$ ← C'est la charge ultime pour les sinistres de la 2$^e$ année

IBNR : Ultimate − latest = 79,5 ← Provision pour les sinistres de la $X^e$ année

Mack SE : $\sqrt{MSEP(\hat{R}_i)} = \sqrt{C_{1,8}^2 \frac{\sigma_7^2}{f_7^2}\left[\frac{1}{C_{2,7}} + \frac{1}{C_{1,7}}\right]} = 32,3$ ← Variat° de l'erreur de l'estimat°

$CV(IBNR) = \frac{\text{Mack SE}}{IBNR} = 0,406$ ← Coeff de variat°

$$\hat{f}_2 = \frac{\sum_{i=0}^{8-2-1} C_{i,2+1}}{\sum_{i=0}^{8-2-1} C_{i,2}} = 1,541639$$ ← facteur de dvp$^t$ de l'année 2.

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{8-2-1} \sum_{i=0}^{2} C_{i,2}\left(\frac{C_{i,2+1}}{C_{i,2}} - \hat{f}_2\right)^2$$ ← Variance de l'année 2.

$se(\hat{R}) = \sqrt{MSEP(\hat{R})}$

ii) Mack hypothèse de normalité : $IC = [\hat{R} \pm 2\,se(\hat{R})]$

$= [133\,750,13 \pm 2 \times 31\,223,77]$

$= [71\,302,59 \,;\, 196\,197,67]$.

Mack hypothèse de lognormalité : $IC = [\exp(\mu \pm 2\sigma)]$

avec $\mu = \ln(\hat{R}) - \frac{\sigma^2}{2}$ et $\sigma^2 = \ln\left(1 + \left(\frac{se(\hat{R})}{\hat{R}}\right)^2\right)$

$= 11,77717957$

$= \ln\left(1 + \left(\frac{31233,77}{133750,13}\right)^2\right)$

$= 0,05309\,8134$

$\Rightarrow IC = [\exp(\mu \pm 2\sigma)]$

$= [82\,151,38 \,;\, 206\,496,80]$

iii) Hyp de Normalité : $R_{95\%} = \underbrace{\mathbb{E}[R]}_{IBNR} + 1,96 \times \underbrace{Var(R)}_{Se(R)}$

$= 133750,13 + 1,96 \times 31223,77$

$= 194\,948,72$.

Hyp de log-normalité : $R_{95\%} = \exp(\mu + 1,96 \times \sigma)$

$= \exp(11,77717957 + 1,96 \times \sqrt{0,053098134})$

$\simeq 204\,602,22$

iv) OK

2) a)

2a. $MSEP(\hat{R}_i) = MSE(\hat{R}_i) + Var(\hat{R}_i)$

$$= \sum_{j \in \Delta i} Var(\mu_{ij}) + 2 \sum_{j_1, j_2 \in \Delta i} cov(\mu_{ij_1}, \mu_{ij_2}) + \phi Var(\mu_{ij})$$

$Var(\alpha(B)) \approx Var(\alpha(b) + \alpha'(b)(\varepsilon - b)] \approx Var[\alpha(b)B] \approx \alpha(b)^2 Var(B)$ dup$^t$ Taylor

$\hat{\mu}_{ij} = \exp(\hat{\eta}_{ij})$ $\quad Var(\hat{\mu}_{ij}) = \left(\frac{\partial \hat{\mu}_{ij}}{\partial \hat{\eta}_{ij}}\right) Var(\eta_{ij}) = \hat{\mu}_{ij} Var(\eta_{ij})$

$$Cov(\mu_{ij_1}, \mu_{ij_2}) = \left|\frac{\partial \mu_{ij_1}}{\partial \eta_{ij}}\right| \left|\frac{\partial \mu_{ij_2}}{\partial \eta_{ij}}\right| cov(\eta_{ij_1}, \eta_{ij_2})$$

$$MSEP(R_i) = \sum \phi \hat{\mu}_{ij} + \hat{\mu}_{ij}^2 Var(\eta_{ij}) + 2 \sum \hat{\mu}_{ij_1} \hat{\mu}_{ij_2} cov(\eta_{ij_1}, \eta_{ij_2})$$

b) $\mathbb{E}[\hat{R}_5] = \sum_{j=5}^{8} e^{\hat{\mu} + \hat{\alpha}_5 + \hat{\beta}_j} = e^{\hat{\mu} + \hat{\alpha}_5} \sum_{j=5}^{8} e^{\hat{\beta}_j} = 2810{,}506$ $\qquad \mathbb{E}[\hat{R}_5] = \sum_{i+j-1>8} \dots = \sum_{j>4}$

c) $Sep_{boot}(\hat{R}) = \sqrt{MSE_{boot}(\hat{R}) + Var_{boot}(\hat{R})}$
$= \sqrt{564676602 + 136042{,}9}$
$= 23765{,}79$

$$CV = \frac{Sep_{boot}}{R} = \frac{23765{,}79}{136042{,}9} = 0{,}1747$$

↳ meilleure estimat° car sep et CV sont plus petit par bootstrap.

3) a) Latest ← Derniers paiements connus par année d'origine

Mean Ultimate ← Moyenne des charges ultimes

Mean IBNR ← Moyenne des provisions

IBNR S.E ← erreurs sur provision

IBNR 75% ← Provis° suffisante dans 75% des cas.

IBNR 95% ← " 95% des cas.

b) $\underset{i \in [2,8]}{CV(IBNR_i)} = (6{,}767 ; 2{,}258 ; 1{,}109 ; 0{,}820 ; 0{,}435 ; 0{,}249 ; 0{,}344)$

$$CV(IBNR(R)) = \frac{33281}{136648} = 0{,}2436$$

c) On remarque que le bootstrap fonctionne mal sur les années récentes car le latest actual (point rouge) est hors des boxplots ⟶ mauvaise prédiction du bootstrap.

4) Choix de la méthode avec la + petite dispersion afin de se rapprocher au mieux de la réalité.