

CORRECTION DE L'EXAMEN D'ACTUARIAT DE L'ASSURANCE NON-VIE

Exercice 1 - Modèles linéaires généralisés

1.

$$\begin{aligned} f(y; \mu, \phi) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi y^3 \phi}} \exp\left(-\frac{(y - \mu)^2}{2\mu^2 y \phi}\right) \\ &= \exp\left(-\frac{y^2 - 2\mu y + \mu^2}{2\mu^2 y \phi} - \frac{1}{2} \log(2\pi y^3 \phi)\right) \\ &= \exp\left(\frac{-\frac{y}{\mu^2} + \frac{2}{\mu}}{2\phi} - \frac{1}{2y\phi} - \frac{1}{2} \log(2\pi y^3 \phi)\right). \end{aligned}$$

Avec $\theta := -\frac{1}{\mu^2}$, on a

$$f(y; \theta, \phi) = \exp\left(\frac{y\theta + 2\sqrt{-\theta}}{2\phi} - \frac{1}{2y\phi} - \frac{1}{2} \log(2\pi y^3 \phi)\right).$$

On identifie : $a(\phi) = 2\phi$, $b(\theta) = -2\sqrt{-\theta}$ et $c(y, \phi) = -\frac{1}{2y\phi} - \frac{1}{2} \log(2\pi y^3 \phi)$.

Remarque : cette loi est la loi *gaussienne inverse*, qui est reliée au temps d'attente d'un mouvement brownien d'une barrière.

2. • $\mathbb{E}(Y) = b'(\theta) = \frac{1}{\sqrt{-\theta}} (= \mu)$,
• $Var(Y) = b''(\theta)a(\phi) = \frac{\phi}{(-\theta)^{\frac{3}{2}}} (= \phi\mu^3)$.

3. $V(\mu) = \phi\mu^3$, $V_{\circ}(\mu) = \frac{\mu^3}{2}$

4. Par le cours

$$\widehat{a(\phi)} := \frac{1}{n-d-1} \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \widehat{\mu}_i)^2}{\frac{\widehat{\mu}_i^3}{2}}$$

d'où

$$\widehat{\phi} := \frac{1}{n-d-1} \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \widehat{\mu}_i)^2}{\widehat{\mu}_i^3}$$

5. La fonction de lien canonique implique

$$-\frac{1}{\mu_i^2} = x_i' \beta.$$

Rien ne garantit a priori que $x_i' \beta$ sera de même signe pour tout x_i . Alors que $\log(\mu_i) = x_i' \beta$ n'a pas ce problème.

Exercice 2 - Modèles linéaires généralisés

1. La log-vraisemblance s'écrit

$$\ell((y_i | x_i; \alpha, \beta)_{1 \leq i \leq n}) \propto \sum_{i=1}^n (-e^{\alpha + x_i \beta} + y_i (\alpha + x_i \beta)).$$

On en déduit

$$\nabla \ell((y_i | x_i)_{1 \leq i \leq n}; \alpha, \beta) = \begin{pmatrix} -\sum_{i=1}^n e^{\alpha + \beta x_i} + \sum_{i=1}^n y_i \\ -\sum_{i=1}^n x_i e^{\alpha + \beta x_i} + \sum_{i=1}^n x_i y_i \end{pmatrix}.$$

2. Dans ce cas particulier, on a

$$\nabla \ell((y_i | x_i)_{1 \leq i \leq n}; \widehat{\alpha}, \widehat{\beta}) = 0 \iff \begin{cases} (n - I)e^{\widehat{\alpha}} + Ie^{\widehat{\alpha} + \widehat{\beta}} = \sum_{i=1}^n y_i, \\ Ie^{\widehat{\alpha} + \widehat{\beta}} = \sum_{i=1}^I y_i. \end{cases}$$

La soustraction de la seconde équation à la première donne :

$$(n - I)e^{\hat{\alpha}} = \sum_{i=I+1}^n y_i \iff e^{\hat{\alpha}} = \frac{\sum_{i=I+1}^n y_i}{n - I}.$$

Puis

$$e^{\hat{\beta}} = \frac{\sum_{i=1}^I y_i}{I} e^{-\hat{\alpha}}.$$

Enfin, si $x_i = 0$, on en déduit

$$\hat{\mu}_i = e^{\hat{\alpha}} = \frac{\sum_{i=I+1}^n y_i}{n - I},$$

et si $x_i = 1$,

$$\hat{\mu}_i = e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}} = \frac{\sum_{i=1}^I y_i}{I}.$$

Exercice 3 - Provisionnement

1. Voir cours.
2. Voir cours.
3. Si $X \sim \mathcal{G}(\alpha, \beta)$ avec $\alpha > 0, \beta > 0$, on sait que

$$\mathbb{E}(X) = \frac{\alpha}{\beta}, \quad \text{Var}(X) = \frac{\alpha}{\beta^2},$$

d'où, sous $H2'$:

$$\mathbb{E}(C_{i,j+1} \mid \mathcal{F}_{i+j-1}) = \frac{f_j^2}{\sigma_j^2} C_{i,j} \frac{\sigma_j^2}{f_j} = f_j C_{i,j},$$

$$\text{Var}(C_{i,j+1} \mid \mathcal{F}_{i+j-1}) = \frac{f_j^2}{\sigma_j^2} C_{i,j} \frac{\sigma_j^4}{f_j^2} = \sigma_j^2 C_{i,j}.$$

4. Voir cours.
5. Il s'agit d'écrire le bootstrap paramétrique, puisqu'on a la loi exacte. Pour une simulation $1 \leq m \leq M$, on simule le triangle supérieur, pour tout $i + j \leq n + 1$:

$$C_{i,1}^m := C_{i,1},$$

$$C_{i,j+1}^m \sim \mathcal{G}\left(\frac{\hat{f}_j^2}{\hat{\sigma}_j^2} C_{i,j}, \frac{\hat{f}_j}{\hat{\sigma}_j^2}\right).$$

On en déduit les $(\hat{f}_j^m, (\hat{\sigma}_j^m)^2)$.

Remarque. Comme $\hat{f}_j := \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}$, en utilisant les propriétés d'additivité de la loi gamma, on pourrait simuler directement $\hat{f}_j^m$. Toutefois, on ne peut pas avoir une simulation directe de $\hat{\sigma}_j^m$, et ce dernier dépend également de $\hat{f}_j^m$, c'est pourquoi il est nécessaire de passer par la simulation des $C_{i,j+1}^m$ du triangle supérieur.

Puis on simule le triangle inférieur, pour tout $i + j \geq n + 1$:

$$C_{i,n-i+1}^m := C_{i,n-i+1},$$

$$C_{i,j+1}^m := \mathcal{G}\left(\frac{(\hat{f}_j^m)^2}{(\hat{\sigma}_j^m)^2} C_{i,j}^m, \frac{\hat{f}_j^m}{(\hat{\sigma}_j^m)^2}\right).$$

Puis, comme d'habitude, on calcule :

$$R_i^m := C_{i,n}^m - C_{i,n-i+1}^m, \quad 1 \leq i \leq n, \quad 1 \leq m \leq N.$$

Et la provision totale $R^m := \sum_{i=2}^n R_i^m$.

Exercice 4 - Provisionnement Simple vérification des trois hypothèses du modèle.