

Correction de l'examen d'actuariat de l'assurance non-vie

Exercice 1 - Modèles linéaires généralisés.

1. Cours : $f_Y(y) = \exp\left(\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)} + c(y, \phi)\right)$.
2. On sait par le cours que si $Y \sim \mathbb{P}_\theta$, $Var(Y) = a(\phi)b''(\theta)$. Comme la variance est positive ainsi que $a(\phi)$, b'' est positive donc b est convexe.
- 3.

$$\ell((y_i)_{1 \leq i \leq n}, \beta) = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i x_i' \beta - b(x_i \beta))}{a(\phi)} + c(y_i, \phi) \propto \sum_{i=1}^n (y_i x_i' \beta - b(x_i' \beta)).$$

4. Soit $1 \leq j \leq d$,

$$\nabla \bar{\ell}(\beta)_j = \sum_{i=1}^n y_i (x_i)_j - (x_i)_j b'(x_i' \beta),$$

c'est à dire

$$\nabla \bar{\ell}(\beta) = \sum_{i=1}^n y_i x_i - x_i b'(x_i' \beta),$$

Puis, pour tout $1 \leq j, j' \leq d$,

$$\nabla^2 \bar{\ell}(\beta)_{j,j'} = \sum_{i=1}^n -(x_i)_j (x_i)_{j'} b''(x_i' \beta),$$

c'est-à-dire

$$\nabla^2 \bar{\ell}(\beta) = \sum_{i=1}^n -x_i x_i' b''(x_i' \beta).$$

5. Comme $b'' > 0$, et les $x_i x_i'$ sont des matrices définies positives, $\nabla^2 \bar{\ell}(\beta)$ est définie positive sur tout le domaine. La fonction $\bar{\ell}$ est donc strictement concave ce qui implique le résultat.

Exercice 2 - Tarification a posteriori

1. Soit $(z_t^i)_{t \geq 0}$ un processus à valeurs dans $[0, 1]$. La forme générale du nombre de sinistres attendu est

$$(1 - z_t^i) \mathbb{E}_{x_i}(N_1^i) + z_t^i \frac{N_t^i}{t}.$$

2. En $t = 0$, nous n'avons aucune observation de la sinistralité réelle, z_0^i doit être égale à 0. Lorsque $t \rightarrow +\infty$, par la loi des grands nombres $\frac{N_t^i}{t} \rightarrow \mathbb{E}_{x_i}(N_1^i | \Theta)$ p.s. qui est la prime pure en observation complète. On doit avoir $z_t^i \rightarrow 1$.

- 3.

$$\mathbb{E}_{x_i}(N_1^i) = \mathbb{E}_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i}(N_1^i | \Theta_i)] = \mathbb{E}_{x_i} [P(\Theta_i)].$$

4. En suivant le cours on aboutit à

$$a^* = \mathbb{E}_{x_i} [P(\Theta_i)] - b^* \mathbb{E}_{x_i} \left[\frac{N_t^i}{t} \right],$$

$$b^* = \frac{Cov_{x_i} \left[\frac{N_t^i}{t}, P(\Theta_i) \right]}{Var_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t} \right)}.$$

Puisque $Cov_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t}, P(\Theta_i) \right) = Var_{x_i} [P(\Theta_i)]$, on en déduit

$$b^* = \frac{Var_{x_i} [P(\Theta_i)]}{Var_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t} \right)}.$$

On en déduit comme dans le cours

$$P_t^{i,*} = a^* + b^* \frac{N_t^i}{t} = (1 - b^*) \mathbb{E}_{x_i} [P(\Theta_i)] + b^* \frac{N_t^i}{t}.$$

5. Nous avons par définition $Var_{x_i} [P(\Theta_i)] = Var_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i} (N_1 | \Theta_i)] = Var_{x_i} (\Theta)$. Or, par la formule de variance totale et comme $\mathbb{E}_{x_i} [\Theta_i] = \mathbb{E}_{x_i} [N_1^i]$,

$$\begin{aligned} Var_{x_i} (N_1^i) &= \mathbb{E}_{x_i} [Var_{x_i} (N_1^i | \Theta_i)] + Var_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i} (N_1^i | \Theta_i)] \\ \iff Var_{x_i} (N_1^i) &= \mathbb{E}_{x_i} [\Theta_i] + Var_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i} (N_1^i | \Theta_i)] \\ \iff \phi \lambda(x_i) &= \lambda(x_i) + Var_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i} (N_1^i | \Theta_i)] \end{aligned}$$

On en déduit $Var_{x_i} [P(\Theta_i)] = Var_{x_i} [\mathbb{E}_{x_i} (N_1 | \Theta_i)] = (\phi - 1)\lambda(x_i)$, puis pour le dénominateur de b^*

$$\begin{aligned} Var_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t} \right) &= \mathbb{E}_{x_i} \left[Var_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t} \mid \Theta_i \right) \right] + Var_{x_i} \left[\mathbb{E}_{x_i} \left(\frac{N_t^i}{t} \mid \Theta_i \right) \right] \\ &= \frac{\mathbb{E}_{x_i} [Var_{x_i} (N_t^i | \Theta_i)]}{t^2} + Var_{x_i} [\Theta_i] \\ &= \frac{\mathbb{E}_{x_i} [\Theta_i]}{t} + (\phi - 1)\lambda(x_i) = \lambda(x_i) \left[\frac{1}{t} + (\phi - 1) \right] \end{aligned}$$

et

$$b^* = \frac{(\phi - 1)\lambda(x_i)}{\lambda(x_i) \left[\frac{1}{t} + (\phi - 1) \right]} = \frac{\phi - 1}{\frac{1}{t} + (\phi - 1)}$$

$$P_i^* = (1 - b^*) \mathbb{E}_{x_i} [P(\Theta_i)] + b^* \frac{N_t^i}{t} = (1 - b^*)\lambda(x_i) + b^* \frac{N_t^i}{t}.$$

Il suffit de poser $z_t^i = b^*$ pour tout $t \geq 0$, qui est indépendant de i .

Exercice 3 - Provisionnement

1. Voir cours.
2. On a que
 - $\mathbb{E}(\hat{f}_j | \mathcal{B}_j) = f_j$ et
 - \hat{f}_j est \mathcal{B}_k -mesurable pour $j < k$,
 c'est donc la même démonstration que dans le cours.
3. On sait que le poids optimal est de la forme

$$p_{i,j} \propto \frac{1}{Var(\hat{f}_{i,j})}.$$

Puisque

$$Var(\hat{f}_{i,j}) = \frac{\sigma_j^2 C_{i,j}^\alpha}{C_{i,j}^2} = \frac{\sigma_j^2}{C_{i,j}^{2-\alpha}},$$

on en déduit

$$p_{i,j} \propto C_{i,j}^{2-\alpha}.$$

4. Puisque la propriété d'absence de corrélation entre les \hat{f}_j du cours est aussi vérifiée ici, c'est la même démonstration.
5. Erreur d'estimation des paramètres et erreur lié à l'aléa intrinsèque du processus aléatoire.
6. La méthode du bootstrap.