T. D. n° 7 Maximum de vraisemblance, tests et modèles linéaires

Exercice 1. Efficacité et maximum de vraisemblance.

Soit $\theta \in \mathbb{R}^*$, X une variable aléatoire suivant une loi normale d'espérance $1/\theta$ et d'écart-type 1 et $(X_1, \ldots, X_n)$ un échantillon indépendant de taille n de loi parente X.

1. Quel est l'estimateur $\widehat{\theta}_n$ par maximum de vraisemblance de θ ?

2. L'estimateur $\widehat{\theta}_n$ est-il sans biais, asymptotiquement sans biais ? L'estimateur $\widehat{\theta}_n$ est-il efficace, asymptotiquement efficace ?

3. Montrer que :

$$\sqrt{n}\left(\widehat{\theta}_n - \theta_0\right) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, \theta_0).$$

Vous pourrez utiliser, sans le démontrer, la propriété suivante.

Méthode Delta
Soit $f : \mathbb{N} \to \mathbb{R}^+$ telle que $\lim_{n\to+\infty} f(n) = +\infty$, a un vecteur de $\mathbb{R}^p$, $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ une suite de vecteurs de $\mathbb{R}^p$ tels que :

$$f(n)(X_n - a) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, \Sigma),$$

où Σ est une matrice réelle définie positive.
Soit $g : \mathbb{R}^p \to \mathbb{R}^q$ différentiable en a, $G(a)$ la matrice réelle de taille (p, q) de ses dérivées premières évaluées en a :

$$G(a) = \begin{pmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial u_1}(a) & \cdots & \frac{\partial g_1}{\partial u_p}(a) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial g_q}{\partial u_1}(a) & \cdots & \frac{\partial g_q}{\partial u_p}(a) \end{pmatrix}.$$

Alors :

$$f(n)(g(X_n) - g(a)) \xrightarrow{\text{loi}} \mathcal{N}(0, G(a)\Sigma G(a)'),$$

où $G(a)'$ est la transposée de $G(a)$.

4. En déduire que l'estimateur $\widehat{\theta}_n$ est normalement asymptotiquement efficace. Qu'en concluez-vous ?

Exercice 2. Test d'un paramètre d'une loi de Weibull.

Soit X une variable aléatoire qui suit une loi de Weibull de densité :

$$f(x, \theta, \lambda) = \lambda\theta x^{\theta-1} \exp\left(-\lambda x^\theta\right)$$

avec $\lambda > 0$, $\theta > 0$ et $x > 0$.
Le paramètre θ est supposé connu.
Soit $(X_1, \ldots, X_n)$ un échantillon de taille n de loi parente X.
Nous nous intéressons au problème de test suivant :

$$\left\{ \begin{array}{lcccc} H_0 & : & \lambda & = & \lambda_0 \\ H_1 & : & \lambda & = & \lambda_1 \end{array} \right. \quad \text{avec } \lambda_1 < \lambda_0.$$

1. Déterminez la loi de la variable $Z = \lambda X^\theta$.

2. Déterminez la forme de la région critique du W du test en utilisant la méthode de Neyman et Pearson.

3. Donnez une réponse au problème de test pour l'application numérique suivante :

$$\lambda_0 = 2 \quad \lambda_1 = 1 \quad \theta = 3 \quad n = 10 \quad \alpha = 0,05 \quad \sum_{i=1}^{10} x_i^3 = 18.$$

4. Calculer alors la puissance du test.

Exercice 3. Tests entre deux hypothèses simples de paramètres multidimensionnels.

La variable aléatoire X suit une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$. Soit $(X_1, \ldots, X_n)$ un échantillon de taille n de loi parente X.
En utilisant la méthode de Neyman et Pearson, déterminer la forme de la région critique du test suivant :

$$\left\{ \begin{array}{lcccccccc} H_0 & : & \mu & = & \mu_0 & \quad \sigma & = & \sigma_0 \\ H_1 & : & \mu & = & \mu_1 & \quad \sigma & = & \sigma_1 \end{array} \right. .$$

Exercice 4. Modèle linéaire : cas des erreurs centrées et non corrélées.

Nous considérons une variable d'intérêt Y et k variables exogènes $(X_1, \ldots, X_k)$ que nous avons pu observer sur un échantillon de taille n. Pour l'observation i, nous avons donc le vecteur ligne $(Y_i, X_{1,i}, \ldots, X_{k,i})$. Considérons un modèle linéaire :

$$\boldsymbol{Y} = X\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\epsilon}, \tag{1}$$

où X est la matrice de taille (n, k) des données exogènes où chaque ligne est constituée par un individu et chaque colonne est associée à l'une des variables X_k que nous avons observées, θ est un vecteur de k paramètres inconnus et $\boldsymbol{\epsilon}$ un vecteur aléatoire de taille n.
Nous faisons uniquement les deux hypothèses suivantes sur la loi du vecteur $\boldsymbol{\epsilon}$:

(H1) $\mathbb{E}[\boldsymbol{\epsilon}] = 0$.

(H2) $\mathbb{V}\text{ar}\left[\boldsymbol{\epsilon}\right] = \sigma^2 I_n$, où σ est inconnu et est de ce fait un paramètre additionnel du modèle.

(H3) $X'X \in \mathcal{GL}_k\left(\mathbb{R}\right)$.

Nous notons $[X]$, le sous-espace vectoriel de $\mathbb{R}^n$ engendré par les colonnes de la matrice X. Pour F un sous-espace vectoriel de $\mathbb{R}^n$, nous notons P_F le projecteur orthogonal sur F.

1. Déterminer $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ l'estimateur des moindres carrés du vecteur de paramètres $\boldsymbol{\theta}$ du modèle (1). Préciser le biais et la variance de $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ ainsi qu'une expression du projecteur $P_{[X]}$ à l'aide de la matrice X.

2. Nous nous intéressons aux propriétés du carré moyen résiduel, $\frac{1}{n-k}\left\|\boldsymbol{Y} - X\widehat{\boldsymbol{\theta}}\right\|^2$, en tant qu'estimateur $\widehat{\sigma^2}$ du paramètre σ^2.

- **a.** Montrer que $(n-k)\widehat{\sigma^2} = \text{Tr}\left(\boldsymbol{\epsilon}' P_{[X]\perp}\boldsymbol{\epsilon}\right)$.
- **b.** En déduire que $(n-k)\mathbb{E}\left[\widehat{\sigma^2}\right] = \sigma^2 \text{Tr}\left(P_{[X]\perp}\mathbb{E}\left[\boldsymbol{\epsilon}'\boldsymbol{\epsilon}\right]\right)$.
- **c.** Conclure.

3. $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ et $\widehat{\sigma^2}$ sont-ils corrélés ?

4. L'objectif est de montrer que l'estimateur des moindres carrés $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ est l'unique estimateur linéaire sans biais optimal parmi tous les estimateurs linéaires sans biais (Théorème de Gauss-Markov). L'optimalité signifie que pour tout autre estimateur linéaire sans biais $\widetilde{\boldsymbol{\theta}}$ de $\boldsymbol{\theta}$:

$$\mathbb{V}\text{ar}\left[\widetilde{\boldsymbol{\theta}}\right] - \mathbb{V}\text{ar}\left[\widehat{\boldsymbol{\theta}}\right] \in \mathcal{S}_n^+. \tag{2}$$

- **a.** Soit $\widetilde{\boldsymbol{\theta}}$ un estimateur linéaire sans biais de $\boldsymbol{\theta}$. Justifier qu'il existe une matrice M de taille (k,n) telle que $\widetilde{\boldsymbol{\theta}} = MY$. Montrer que $MX = I_k$.
- **b.** Trouver une matrice T de taille (k,n) telle que $\widehat{\boldsymbol{\theta}} = TP_{[X]}Y$.
- **c.** Montrer que $\widetilde{\boldsymbol{\theta}} = \widehat{\boldsymbol{\theta}} + MP_{[X]\perp}Y$ et que les deux termes du membre de droite de l'équation précédente ne sont pas corrélés. En déduire le théorème de Gauss-Markov.

Exercice 5. Moindres carrés généralisés

Nous considérons une variable d'intérêt Y et k variables exogènes $(X_1,\ldots,X_k)$ que nous avons pu observer sur un échantillon de taille n. Pour l'observation i, nous avons donc le vecteur ligne $(Y_i, X_{1,i},\ldots,X_{k,i})$. Considérons un modèle linéaire :

$$\boldsymbol{Y} = X\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\epsilon}, \tag{3}$$

où X est la matrice de taille (n,k) des données exogènes où chaque ligne est constituée par un individu et chaque colonne est associée à l'une des variables X_k que nous avons observées, θ est un vecteur de k paramètres inconnus et $\boldsymbol{\epsilon}$ un vecteur aléatoire de taille n.

Nous faisons uniquement les deux hypothèses suivantes sur la loi du vecteur $\boldsymbol{\epsilon}$:

(H1) $\mathbb{E}\left[\boldsymbol{\epsilon}\right] = 0$.

(H2) $\mathbb{V}\mathrm{ar}\left[\boldsymbol{\epsilon}\right] = \sigma^2\Sigma$, où Σ est une matrice connue et σ est inconnu ce qui en fait un paramètre additionnel du modèle.

(H3) $X'X \in \mathcal{GL}_k\left(\mathbb{R}\right)$.

1. Déterminer l'estimateur $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ des moindres carrés ordinaires du vexteur de paramètre $\boldsymbol{\theta}$ du modèle 3, puis calculer son biais ainsi que sa variance.

2. L'espace vectoriel $\mathbb{R}^n$ est désormais muni de la métrique définie par la distance suivante :

$$\forall(\boldsymbol{y_1}, \boldsymbol{y_2}) \in \mathbb{R}^n \times \mathbb{R}^n, \quad \|\boldsymbol{y_1} - \boldsymbol{y_2}\|_\Sigma^2 = (\boldsymbol{y_1} - \boldsymbol{y_2})'\Sigma^{-1}(\boldsymbol{y_1} - \boldsymbol{y_2}). \tag{4}$$

Vérifier que l'équation (5) suivante permet bien de définir un unique estimateur des moindres carrés généralisés $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\boldsymbol{G}}$.

$$\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\boldsymbol{G}} = \mathrm{argmin}_{\boldsymbol{\theta}\in\mathbb{R}^k}\left(\|\boldsymbol{Y} - X\boldsymbol{\theta}\|_\Sigma^2\right). \tag{5}$$

Donner l'expression de $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\boldsymbol{G}}$, son espérance et sa variance.

3. Retrouver le résultat de la question **2.** en utilisant les changements de variable $\widetilde{\boldsymbol{Y}} = \Sigma^{-1/2}\boldsymbol{Y}$, $\widetilde{X} = \Sigma^{-1/2}X$ et $\widetilde{\boldsymbol{\epsilon}} = \Sigma^{-1/2}\boldsymbol{\epsilon}$, avec $\Sigma^{-1/2}$ est l'unique matrice définie postive dont le carré est égal à Σ^{-1}, puis en appliquant le théorème de Gauss-Markov, démontré à l'exercice 1, au modèle (6) ci-dessous.

$$\widetilde{\boldsymbol{Y}} = \widetilde{X}\boldsymbol{\theta} + \widetilde{\boldsymbol{\epsilon}}, \tag{6}$$

4. En déduire une généralisation du théorème de Gauss-Markov au cas de l'estimation par moindres carrés généralisés ainsi que l'optimalité de l'estimateur $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\boldsymbol{G}}$ parmi la classe des estimateurs linéaires sans biais de $\boldsymbol{\theta}$.

5. Comparer la variance de $\widehat{\boldsymbol{\theta}}$ et $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_{\boldsymbol{G}}$. Quelle est l'inégalité matricielle associée ?

6. Trouver un estimateur sans biais de σ^2.