Corrigé : Feuille de travaux dirigés 5

Solution Exercice 1

1. Le rapport de vraisemblance s'écrivant

$$\phi(Y) = \sqrt{\frac{det(\Sigma_0)}{det(\Sigma_1)}} \exp\left(-\frac{1}{2}Y^t(\Sigma_1^{-1} - \Sigma_0^{-1})Y\right),\,$$

le test de Neyman Pearson est

$$\mathbb{1}_{\{\phi(Y) \ge t_{\alpha}\}} = \mathbb{1}_{\{Y^{t}(\Sigma_{1}^{-1} - \Sigma_{0}^{-1})Y \le 2\log(\sqrt{\det(\Sigma_{0})/\det(\Sigma_{1})}/t_{\alpha})\}},$$

au niveau α (le seuil t_{α} étant choisi de façon tel que $\mathbb{P}_{Y \sim \mathcal{N}(0,\Sigma_0)} \{ \phi(Y) \geq t_{\alpha} \} = \alpha$).

2. L'absence de signal correspondant au cas où $\sigma_X^2 = 0$, il s'agit de tester l'hypothèse nulle $H_0: \sigma_X^2 = 0$ contre l'alternative $H_1: \sigma_X > 0$. En désignant par I_n la matrice $n \times n$ unité, on se trouve dans le cadre de la question précédente avec $\Sigma_0 = \sigma_V^2 I_n$ et $\Sigma_1 = (\sigma_V^2 + \sigma_X^2) I_n$ et le test de Neyman-Pearson au niveau α sécrit

$$\mathbb{1}_{\left\{\sum_{i=1}^n Y_i^2 \geq s_\alpha\right\}},$$

où le seuil s_{α} est tel que $\mathbb{P}_{Y \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{V}^{2})} \{ \sum_{i=1}^{n} Y_{i}^{2} \geq s_{\alpha} \} = \alpha$.

3. Sous H_0 , la loi de Y_i/σ_V étant $\mathcal{N}(0,1)$, le seuil est donc $s_\alpha = \sigma_V^2 q_{1-\alpha}$ où $q_{1-\alpha}$ désigne le quantile de niveau $1-\alpha$ de la loi du chi-deux à n degrés de liberté.

Solution Exercice 2

1. Le rapport de vraisemblance relatif à l'hypothèse nulle $H_0: \theta = \theta_0$ contre l'alternative $H_1: \theta = \theta_1$, avec $\theta_1 > \theta_0$, est égal à :

$$\phi(X_1, \dots, X_n) = \exp\left(\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (2X_i - (\theta_0 + \theta_1))(\theta_1 - \theta_0)\right)$$
$$= \exp\left(n(\theta_1 - \theta_0)\bar{X}_n - (n/2)(\theta_1^2 - \theta_0^2)\right).$$

Cette dernière expression est une fonction croissante de \bar{X}_n car $\theta_1 > \theta_0$. Le test de Neyman-Pearson de niveau α peut donc sécrire :

$$\mathbb{1}_{\{\phi(X_1, ..., X_n) \ge s_\alpha\}} = \mathbb{I}_{\{\bar{X}_n \ge t_{n,\alpha}\}}$$

avec $t_{n,\alpha} = \theta_0 + q_{1-\alpha}/\sqrt{n}$ où $q_{1-\alpha}$ désigne le quantile au niveau $1 - \alpha$ de la loi $\mathcal{N}(0,1)$.

2. On remarque que $\theta \mapsto \mathbb{P}_{\theta}\{\bar{X}_{25} > t\}$ est croissante et on déduit ainsi de la question précdente que :

$$t_{25.5} = 1.645/\sqrt{25} = 0.329$$
.

3. Il s'agit de calculer

$$\mathbb{P}_{\log(1.5)}\{\bar{X}_{25} \le 0.329\} = \mathbb{P}\{Z \le \sqrt{25}(0.329 - \log(1.5))\}$$

 $\approx \mathbb{P}\{Z \le 0.765\} = 0.778$.

- 4. Si on pose $X_i' = -X_i$ pour tout $i \in \{1, \ldots, 25\}$ et $\theta' = -\theta$, les hypothèses se réécrivent $H_0: \theta' \leq 0$ vs $H_1: \theta' > 0$. Un test solution est donc $\mathbb{I}\{\bar{X}_{25}' > t_{25,5}\} = \mathbb{I}\{\bar{X}_{25} < -t_{25,5}\}.$
- Solution Exercice 3 1. L'observation peut s'écrire de façon vectorielle $Y = \theta_1 A + V$ où $A = (x_1, \ldots, x_n)$ est un vecteur déterministe et $V = (V_1, \ldots, V_n)$ est un vecteur Gaussien (ses composantes sont des Gaussiennes i.i.d. $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$) centré de matrice de covariance $\sigma^2 I_n$, I_n désignant la matrice $n \times n$ unité. La vraisemblance du modèle statistique (dominé par la mesure de Lebesgue) s'écrit donc :

$$p_{\theta}(Y) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{n/2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - x_i \theta_1)^2\right).$$

2. On maximise la log-vraisemblance. Les equations de score s'écrivent :

$$0 = \frac{\partial}{\partial \sigma^2} \log p_{\theta}(Y) = -\frac{n}{2} \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n (Y_i - \theta_1 x_i)^2,$$

$$0 = \frac{\partial}{\partial \theta_1} \log p_{\theta}(Y) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i (Y_i - \theta_1 x_i).$$

La solution (on vérifiera qu'il s'agit d'un maximum global en calculant la hessienne) est donc :

$$\widehat{\theta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2},$$

$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \widehat{\theta}_1 x_i)^2.$$

3. On vérifie que le maximum de $p((0, \sigma^2), Y)$ est atteint en $\tilde{\sigma}^2 = (1/n) \sum_{i=1}^n Y_i^2$, ainsi le rapport de vraisemblance est

$$Z = \frac{p(\widehat{\theta}, Y)}{p((0, \widetilde{\sigma}^2), Y)} = \left(\frac{\widetilde{\sigma}^2}{\widehat{\sigma}^2}\right)^{n/2}$$

Le test basé sur le rapport de vraisemblance généralisée s'écrit

$$\delta(Y) = \mathbb{1}_{\frac{\widetilde{\sigma}^2}{\widehat{\sigma}^2} > c}$$

où c est une constante (qu'il n'est pas demandé de calculer), telle que $\mathbb{P}_{H_0}(Z>c)=\alpha$.