

Corrigé-type de l'interrogation N°1

**Exercice 1 (07pts)**

Soit  $X$  une population normale d'espérance inconnue  $\mu$  et de variance 2. On prélève un échantillon de taille 18 pour réaliser le test

$$\begin{cases} H_0 : \mu = 5 \\ H_1 : \mu < 5 \end{cases} .$$

1. Quel type de test s'agit-il: unilatéral ou bilatéral? (0.5pt)
2. Construire le test uniformément le plus puissant,  $\delta$ , au niveau  $\alpha = 0.05$ . (3pts)
3. Déterminer la fonction puissance de  $\delta$ , notée  $\pi(\mu)$ . (2pts)
4. Tracer le graphe de la fonction  $\pi(\mu)$ . (1pt)
5. Si  $\mu = 7$ , calculer le risque de deuxième espèce. (0.5pt)

\*\*\*\*\*

**Solution.**

1) Il s'agit d'un test unilatéral à gauche.

Pour la deuxième question, nous avons deux méthodes:

- Méthode de rapport de vraisemblance croissant (monotone)
- Application du Lemme de Neymann-Pearson

2) **Première méthode:** Nous allons appliquer la méthode du test de *rapport de vraisemblance croissant (monotone)*. Soit  $\mu_1 > \mu_2$  et écrivons

$$\begin{aligned} \frac{L_{\mu_1}}{L_{\mu_2}} &= \frac{\prod_{i=1}^{18} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x_i - \mu_1}{\sqrt{2}} \right)^2 \right\}}{\prod_{i=1}^{18} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x_i - \mu_2}{\sqrt{2}} \right)^2 \right\}} \\ &= \exp \left( \frac{9}{2} (\mu_2^2 - \mu_1^2) \right) \times \exp \left\{ \frac{1}{2} (\mu_1 - \mu_2) \sum_{i=1}^{18} x_i \right\} . \end{aligned}$$

On pose  $t := \sum_{i=1}^{18} x_i$ ,  $b := (\mu_1 - \mu_2) / 2$  et  $d := \exp \left( \frac{9}{2} (\mu_2^2 - \mu_1^2) \right) > 0$ , ainsi on a une fonction  $t \rightarrow \frac{L_{\mu_1}}{L_{\mu_2}}(t) = d \exp bt$ , croissante en  $t$ , car  $\mu_1 > \mu_2$  implique  $b > 0$ . Alors la loi de  $X$  possède un rapport de vraisemblance croissant en  $t = \sum_{i=1}^{18} x_i$ . Donc en appliquant la proposition 3 et la remarque 3 du cours, on obtient le test upp:

$$\delta = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i \leq c \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i > c \end{cases}$$

avec  $\mathbf{P}_{\mu=5} \left( \sum_{i=1}^{18} X_i \leq c \right) = \alpha = 0.05$ . Celle-ci peut être réécrite comme suit:

$$\mathbf{P}_{\mu=5} \left( \frac{\sum_{i=1}^{18} X_i - 18 \times 5}{\sqrt{18 \times 2}} \leq \frac{c - 18 \times 5}{\sqrt{18 \times 2}} \right) = \alpha = 0.05.$$

En d'autres termes  $\mathbf{P}(Z \leq c/6 - 15) = 0.05$ , ce qui implique que

$$c/6 - 15 = \Phi^{-1}(0.05) = -\Phi^{-1}(1 - 0.05) = -\Phi^{-1}(0.95).$$

D'après la table statistique des quantiles de la loi de Gauss on a  $\Phi^{-1}(0.95) = 1.64$ , donc  $c/6 - 15 = -1.64$ , ainsi  $c = 80.16$ . La forme explicite de la fonction test upp est

$$\delta(x_1, \dots, x_{18}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i \leq 80.16 \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i > 80.16 \end{cases}.$$

Ceci peut être réécrit, en termes de la moyenne  $\bar{x} = \frac{1}{18} \sum_{i=1}^{18} x_i$ , comme suit:

$$\delta(x_1, \dots, x_{18}) = \begin{cases} 1 & \text{si } \bar{x} \leq \frac{80.16}{18} = 4.45 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}.$$

**Remarque:** utiliser  $\sum_{i=1}^{18} x_i$  ou  $\bar{x}$  donne le même résultat.

2) **Deuxième méthode:** Nous allons appliquer le lemme de Neyman-Pearson. La région critique de ce test est définie par

$$W = \{(x_1, \dots, x_{18}) \mid L_1/L_0 \geq k\},$$

ou

$$\frac{L_1}{L_0} = \frac{\prod_{i=1}^{18} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x_i - \mu}{\sqrt{2}} \right)^2 \right\}}{\prod_{i=1}^{18} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \frac{x_i - 5}{\sqrt{2}} \right)^2 \right\}}, \text{ pour } \mu < 5.$$

Après simplification on trouve

$$\frac{L_1}{L_0} = \exp(9(25 - \mu^2)/2) \times \exp \left\{ \frac{1}{2} (\mu - 5) \sum_{i=1}^{18} x_i \right\},$$

ce qui implique que

$$W = \left\{ (x_1, \dots, x_{18}) \mid \exp(9(25 - \mu^2)/2) \times \exp \left\{ \frac{1}{2} (\mu - 5) \sum_{i=1}^{18} x_i \right\} \geq k \right\}.$$

Posons  $\exp(9(25 - \mu^2)/2) = c_1 \neq 0$ , donc la dernière inégalité devient

$$\frac{1}{2} (\mu - 5) \sum_{i=1}^{18} x_i \geq \log(k/c_1).$$

**Attention: Il est important de noter que  $\mu < 5$  ce qui implique  $\mu - 5 < 0$ , donc**

$$\sum_{i=1}^{18} x_i \leq \frac{2 \log(k/c_1)}{\mu - 5} := c.$$

Ainsi le test uniformément le plus puissant vaut:

$$\delta = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i \leq c \\ 0 & \text{si } \sum_{i=1}^{18} x_i > c \end{cases},$$

et ceci coïncide avec le résultat de la première méthode.

3) La fonction puissance du test est

$$\pi(\mu) = \mathbf{P}_{\mu} \left( \sum_{i=1}^{18} X_i \leq 80.16 \right) = \mathbf{P}_{\mu} (\bar{X} \leq 4.45), \quad \mu \leq 5,$$

En d'autres termes

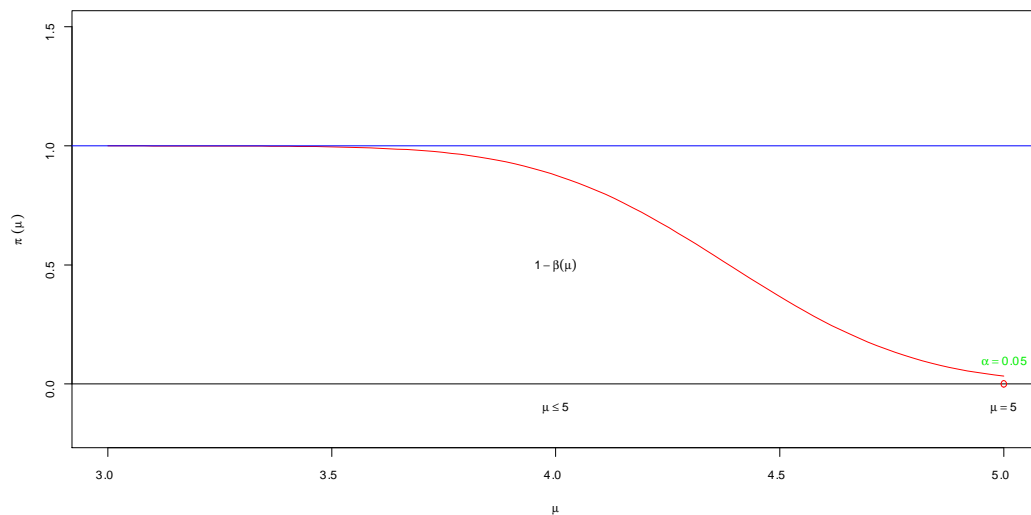
$$\begin{aligned} \pi(\mu) &= \mathbf{P}_{\mu} \left( \frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{2/18}} \leq \frac{4.45 - \mu}{\sqrt{2/18}} \right) \\ &= \mathbf{P}_{\mu} \left( Z \leq \frac{4.45 - \mu}{1/3} \right) = \Phi(13.35 - 3\mu) = 1 - \Phi(3\mu - 13.35), \quad \mu \leq 5. \end{aligned}$$

En utilisant le fait que  $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ , on écrit

$$\pi(\mu) = 1 - \Phi(3\mu - 13.35), \quad \mu \leq 5.$$

On peut vérifier que  $\pi(5) = 0.049 \sim 0.05 = \alpha$ .

4) Le graphe de la fonction puissance est donné par la figure suivante:



5) La valeur  $\mu = 7$  n'appartient pas au domaine  $\mu \leq 5$  du test, donc celle-ci est exclue de l'étude.