Université Mohamed Khider, Biskra

Faculté des Sc. Exactes et Sc. de la Nature et la Vie

Département de Mathématiques

Master 1: 2020/2021

Interrogation: Tests Statistiques

Examen noté sur 10

Soit $(X_1, ..., X_n)$ un échantillon, de taille $n \ge 1$, d'une population normale X de moyenne μ et d'écart-type 2. A partir d'un échantillon de taille 12, on veut tester, au niveau de signification $\alpha = 0.02$, les deux hypothèses suivantes:

$$\begin{cases}
H_0: & \mu \leq 1 \\
H_1: & \mu > 1
\end{cases}$$

- 1. Quelle est la statistique du test associée au test uniformément le plus puissant? (1.5pts)
- 2. Quelle est la région critique associée à ce test? (2pts)
- 3. Donner la forme du test uniformément le plus puissant, noté δ . (1/2pt)
- 4. Déduire des questions précédentes, la valeur de $\mathbf{E}_{\mu=1}[\delta]$ et quelle est, dans ce cas, la loi de probabilité de δ ? (1pts)
- 5. Déterminer l'expression de $\mathbf{E}_{\mu}[\delta]$, pour $\mu \in \mathbb{R}$. Que représente cette quantité? (2pts)
- 6. Déterminer le risque de première espèce. (1/2pt)
- 7. Quelle est la relation entre le risque de première espèce et le seuil de signification α , en justifiant la réponse? (1pt)
- 8. Tracer "soigneusement" le graphe de la fonction puissance. (1.5pts)

Solution

1) Nous allons appliquer le principe du rapport de vraisemblance monotone. Soient $\mu_2 > \mu_1$ on a

$$\frac{L_{\mu_2}}{L_{\mu_1}} = \frac{L_{\mu_2}\left(x_1, ..., x_{12}\right)}{L_{\mu_1}\left(x_1, ..., x_{12}\right)} = \frac{\prod_{i=1}^{12} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{x_i - \mu_2}{2}\right)^2\right\}}{\prod_{i=1}^{12} \frac{1}{\sqrt{2\pi \times 2^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left(\frac{x_i - \mu_1}{2}\right)^2\right\}}.$$

Après la simplification on trouve

$$\frac{L_{\mu_2}}{L_{\mu_1}} = \exp\left\{\frac{1}{4}(\mu_2 - \mu_1)t + \frac{3}{2}(\mu_1^2 - \mu_2^2)\right\},\,$$

où $t = t(x_1, ..., x_{12}) = \sum_{i=1}^{12} x_i$. Il est clair que, puisque $\mu_2 - \mu_1 > 0$, la fonction

$$t \to \exp\left\{\frac{1}{4}(\mu_2 - \mu_1)(t - 6\mu_1 - 6\mu_2)\right\}$$

est croissante. Donc l'hypothèse du rapport de vraisemblance monotone est vérifiée. On en déduit que, la statistique associée au test uniformément le plus puissant est

$$T = t(X_1, ..., X_{12}) = \sum_{i=1}^{12} X_i.$$

2) La région critique associée à ce test est

$$W = \left\{ (x_1, ..., x_{12}) \in \mathbb{R}^{12} \mid \sum_{i=1}^{12} x_i \ge k \right\},\,$$

où k est une constante telle que

$$P_{\mu=1}\left(\sum_{i=1}^{12} X_i \ge k\right) = 0.02.$$

Cette probabilité peut être réécrite sous la forme

$$P_{\mu=1}\left(\frac{\overline{X}-1}{\sqrt{2^2/12}} \le c\right) = 1 - 0.02 = 0.98,$$

οù

$$c = \sqrt{3} (k/12 - 1). (1)$$

Comme $Z := \frac{\overline{X}-1}{\sqrt{2^2/12}} \leadsto \mathcal{N}\left(0,1\right)$, donc

$$c = \Phi^{-1}(0.98) = 2.05. \tag{2}$$

Ce qui implique de l'équation (1) que k=26.20, et par conséquent

$$W = \left\{ (x_1, ..., x_{12}) \in \mathbb{R}^{12} \mid \sum_{i=1}^{12} x_i \ge 26.20 \right\}.$$

3) Le test uniformément le plus puissant associé à W est

$$\delta = \delta(x_1, ..., x_n) = \begin{cases} 1 \text{ si } \sum_{i=1}^{12} x_i \ge 26.20 \\ 0 \text{ si } \sum_{i=1}^{12} x_i < 26.20 \end{cases}$$

4) Nous avons $\mathbf{E}_{\mu=1}[\delta] = \mathbf{P}_{\mu=1}(W) = 0.02$. Il est clair que la v.a δ suit la loi de Bernoulli de paramètre 0.02. En effet la v.a. $\delta = \delta(X_1, ... X_n)$ prend deux valeurs $\{0, 1\}$, tel que

$$\mathbf{P}_{\mu=1} (\delta = 1) = \mathbf{P}_{\mu=1} (W) = 0.02$$

 $\mathbf{P}_{\mu=1} (\delta = 0) = \mathbf{P}_{\mu=1} (\overline{W}) = 1 - 0.02 = 0.98.$

5) Pour $\mu \in \mathbb{R}$, nous avons

$$\mathbf{E}_{\mu}\left[\delta\right] = \mathbf{P}_{\mu}\left(W\right) = \mathbf{P}_{\mu}\left(\sum_{i=1}^{12} X_{i} \geq 26.20\right),\,$$

ce qui égale à

$$\mathbf{P}_{\mu}\left(\frac{\overline{X}-\mu}{\sqrt{2^2/12}} \ge \frac{26.20/12-\mu}{\sqrt{2^2/12}}\right).$$

Comme $Z^* := \frac{\overline{X} - \mu}{\sqrt{2^2/12}} \rightsquigarrow \mathcal{N}\left(0,1\right)$, alors cette dernière est équivalente à

$$\mathbf{P}_{\mu}(Z^* \ge 3.78 - 1.73\mu) = 1 - \mathbf{P}_{\mu}(Z^* \le 3.78 - 1.73\mu),$$

par conséquent

$$\mathbf{E}_{\mu}[\delta] = 1 - \Phi(3.78 - 1.73\mu), \ \mu \in \mathbb{R},$$

elle n'est autre que la fonction puissance du test δ , notée $\pi(\mu; \delta)$.

6) Le risque de première espèce est définit par $\alpha(\mu) = \pi(\mu; \delta)$, pour $\mu < 1$, c'est à dire

$$\alpha(\mu) = 1 - \Phi(3.78 - 1.73\mu)$$
, pour $\mu \le 1$.

7) La relation entre le risque de première espèce $\alpha(\mu)$ est le seuil de signification $\alpha = 0.02$, est telle que

$$\alpha = \sup_{\mu \le 1} \alpha \left(\mu \right).$$

En effet, comme la fonction $\mu \to 1-\Phi$ (3. 78 – 1. 73 μ) est croissante alors le supremum de α (μ) atteint la borne la valeur $\mu=1$ dans l'intervalle $\mu \le 1$, en $1-\Phi$ (3. 78 – 1. 73) = $1-\Phi$ (2. 05). D'après l'équation (2), on sait déjà que Φ (2. 05) = 0.98, donc 1-0.98=0.02 ce qui correspond exactement à la valeur du seuil de signification α .

8) Graphe de la fonction puissance du

Fonction puissance du test

