

Chapitre II

Test du rapport de vraisemblance

Tests statistiques

- Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

Plan

- 1 Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples
- 2 Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

- Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

Objectif

$$H_0 : \theta = \theta_0 \text{ contre } H_1 : \theta = \theta_1$$

Une personne possède deux pièces : l'une est équilibrée, l'autre pièce donne "pile" avec une probabilité de 30%. Elle choisit une de ces deux pièces, et on effectue 10 lancers. Elle obtient 4 fois pile. Comment déterminer quelle pièce a été utilisée ?

Tests statistiques

└ Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

$H_0 : \theta = \theta_0$ contre $H_1 : \theta = \theta_1$

Définition 9

La statistique de test du rapport de vraisemblance est défini par

$$V(X_1, \dots, X_n) = \frac{L(X_1, \dots, X_n, \theta_1)}{L(X_1, \dots, X_n, \theta_0)}$$

Définition 10

Au niveau α , la zone de rejet est de la forme

$$\mathcal{R} = \{V(X_1, \dots, X_n) \geq v_\alpha\}, \quad v_\alpha > 1$$

- Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

Exemple 12

La statistique du RV vaut

$$V(X_1, \dots, X_{10}) = \frac{\theta_1^{S_{10}}(1 - \theta_1)^{10 - S_{10}}}{\theta_0^{S_{10}}(1 - \theta_0)^{10 - S_{10}}}$$

$$\mathcal{R} = \{V(X_1, \dots, X_{10}) \geq v\} = \{S_{10} \geq k_\alpha\}$$

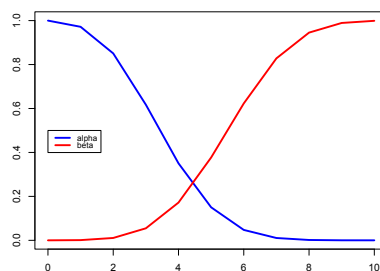
Pour $\alpha = 5\%$, on prend $k_\alpha = 6$ et $\mathcal{R} = \{S_{10} \geq 6\}$

Approche de Neyman Pearson

Idée

- Choisir les ensembles qui minimisent les risques α et β .
- Les risques α et β varient généralement en sens inverse : une diminution de l'un provoque une augmentation de l'autre.

Considérons l'exemple des pièces truquées : $H_0 : \theta = 0.3$ contre $H_1 : \theta = 0.5$. On a $\alpha = \mathbb{P}_{0.3}(S_n \geq k)$ et $\beta = \mathbb{P}_{0.5}(S_n \leq k - 1)$ où k est un seuil.



Approche de Neyman Pearson

- On fixe tout d'abord le risque maximal de première espèce ou niveau du test $\alpha = \sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_{\theta}(\mathcal{R})$, en général $\alpha = 5\%, 10\%, \dots$

La procédure de Neyman et Pearson consiste à chercher parmi toutes les régions critiques possibles, celle qui minimise le risque de seconde espèce ou encore qui maximise la puissance du test.

Théorème 2 (Neyman-Pearson)

Pour **deux hypothèses simples** ($H_0 : \theta = \theta_0$ contre $H_1 : \theta = \theta_1$), le test du rapport de vraisemblance de taille α est **plus puissant** que tout autre test de niveau α .

Démonstration.



Définition 11 (Test sans biais)

Un test est **sans biais** si sa puissance est strictement supérieure à sa taille, i.e.

$$\mathbb{P}_{\theta_1}(\mathcal{R}) > \mathbb{P}_{\theta_0}(\mathcal{R})$$

Propriété 3

Le test du rapport de vraisemblance est **sans biais**.

Démonstration.



Tests statistiques

└ Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

Exemple de test sur la moyenne

On considère un n -échantillon X_1, \dots, X_n avec $X_1 \rightsquigarrow \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ avec m inconnu et σ^2 connue. Soit m_0 une valeur donnée, on souhaite tester

$$H_0 : m = m_0 \quad \text{contre} \quad H_1 : m = m_1 \quad \text{avec} \quad m_1 > m_0$$

Statistique de test du RV

$$V(X_1, \dots, X_n) = e^{\frac{n}{2\sigma^2}(m_0^2 - m_1^2 + 2(m_1 - m_0)\bar{X}_n)}$$

Région de rejet

$$\mathcal{R} = \left\{ \bar{X}_n \geq m_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha} \right\} = \left\{ \sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - m_0}{\sigma} \geq z_{1-\alpha} \right\}$$

où $z_{1-\alpha}$ désigne le quantile d'ordre $1 - \alpha$ de $\mathcal{N}(0, 1)$

Tests statistiques

└ Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples

Exemple 13

On se propose de tester la qualité d'un lot important de pièces mécaniques. Soit X une caractéristique aléatoire de ces pièces dont la loi de probabilité est une $\mathcal{N}(m, 16)$. A la suite d'erreurs survenant lors de la fabrication de ces pièces, on ignore si m est égale à 20 ou $m = 22$. On doit néanmoins prendre une décision. Pour cela, on prélève dans un lot un échantillon aléatoire de 25 pièces. Quelle décision doit-on prendre ?

Tests statistiques

- Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

Plan

- 1 Construction d'un test, par la méthode de Neyman et Pearson entre deux hypothèses simples
- 2 Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

Test d'une hypothèse simple contre une hypothèse multiple

Pour les tests composés, on désire déterminer un test qui soit optimal (dans le sens de Neyman-Pearson) pour toutes les valeurs possibles du paramètre inconnu, c'est-à-dire que, parmi tous les tests avec une taille égale ou inférieure à α , soit le plus puissant pour toutes les valeurs possibles du paramètre inconnu.

Cas d'une hypothèse simple contre une hypothèse multiple

Le test d'hypothèses $H_0 : \theta = \theta_0$ contre $H_1 : \theta > \theta_0$ revient à tester
 $H_0 : \theta = \theta_0$ contre $H'_1 : \theta = \theta_1$ avec $\theta_1 > \theta_0$

Remarque

Lorsque la zone de rejet dépend seulement du sens de l'inégalité $\theta_1 > \theta_0$ ou $\theta_1 < \theta_0$ mais pas de la valeur de θ_1 , le test est dit **uniformément plus puissant** (UPP).

Test sur la moyenne

Considérons X_1, \dots, X_n i.i.d. avec $X_1 \rightsquigarrow \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ avec σ^2 connu. On souhaite tester $H_0 : m = m_0$ contre $H_1 : m > m_0$.

Région de rejet

$$\mathcal{R} = \left\{ \bar{X}_n \geq m_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{1-\alpha} \right\}$$

où $z_{1-\alpha}$ désigne le quantile d'ordre $1 - \alpha$ de $\mathcal{N}(0, 1)$

Le test est uniformément plus puissant : La puissance du test est définie pour $m > m_0$ par :

$$\gamma(m) = \phi \left(\frac{m_0 - m}{\sigma/\sqrt{n}} + z_{1-\alpha} \right)$$

Tests statistiques

└ Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

Exemple 14

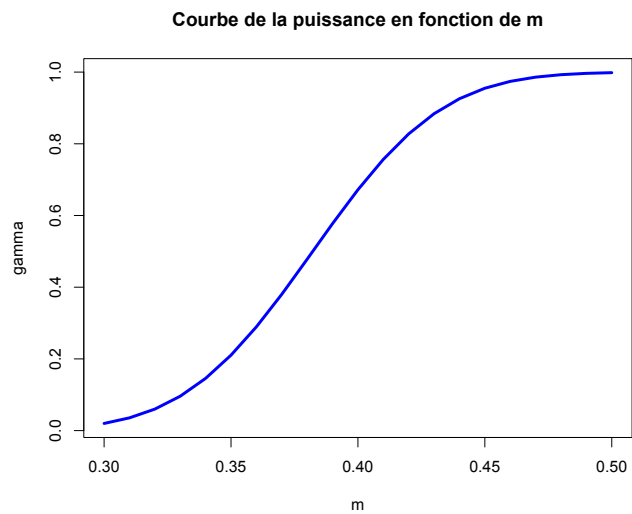
On dispose de lots de fromages, dont on veut tester la teneur en matière grasse. On sait que la teneur en matière grasse suit une loi normale de moyenne $m_0 = 30\%$ pour les fromages d'un certain type et de moyenne $m > m_0$ pour les autres ; l'écart type étant dans tous les cas 16% . Afin de choisir entre les deux hypothèses,

$H_0 : m = m_0 = 30\%$ contre $H_1 : m > m_0$, on prélève un échantillon aléatoire de 16 fromages. Donner la règle de décision et la fonction puissance du test sachant que le niveau est $\alpha = 0.02$.

Tests statistiques

└ Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

Courbe de la puissance du test de l'exemple 14



Tests statistiques

└ Extension de la méthode de Neyman Pearson à des hypothèses multiples.

Généralisation

On souhaite tester $H_0 : \theta \in \Theta_0$ contre $H_1 : \theta \in \Theta_1$ avec Θ_0 et Θ_1 des hypothèses multiples.

On peut utiliser l'estimateur du maximum de vraisemblance pour prendre une décision.

Définition 12 (Statistique de test)

La statistique de test du rapport de vraisemblance est définie par

$$V(X_1, \dots, X_n) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_1} L(X_1, \dots, X_n, \theta)}{\sup_{\theta \in \Theta_0} L(X_1, \dots, X_n, \theta)}$$

Région de rejet

$\mathcal{R} = \{V(X_1, \dots, X_n) \geq v_\alpha\}$ avec $v_\alpha > 1$ choisi pour avoir $\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta(\mathcal{R}) \leq \alpha$.

On peut montrer que ce test est équivalent au test du rapport de vraisemblance maximal dont la statistique de test est définie par

$$\tilde{V}(X_1, \dots, X_n) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta} L(X_1, \dots, X_n, \theta)}{\sup_{\theta \in \Theta_0} L(X_1, \dots, X_n, \theta)}$$