Statistiques mathématiques : Cours 6

Guillaume Lecué

21 septembre 2017

Aujourd'hui

Exemple introductif

- On observe 10 lancers d'une pièce de monnaie et on obtient le résultat suivant :

$$(P, P, F, F, P, F, P, P, F, P)$$

Question : La pièce est-elle équilibrée ?

- Répondre à cette question revient à prendre une décision :

$$\varphi = \varphi(P, P, F, F, P, F, P, P, F, P)$$

$$= \begin{cases} \text{on accepte l'hypothèse « la pièce est équilibrée »} \\ \text{on rejette l'hypothèse « la pièce est équilibrée »} \end{cases}$$

- Modélisation : On modélise ces observations par l'expérience statistique

$$\mathcal{E}^{10} = \left(\{0,1\}^{10}, \mathcal{P}(\{0,1\}^{10}), \{\mathbb{P}_\theta^{10}, \theta \in [0,1]\}\right),$$

avec $(P = 1,\ F = 0)$

$$\mathbb{P}_\theta^{10} = \left(\theta\delta_1 + (1-\theta)\delta_0\right)^{\otimes 10}$$

- et on "traduit" la question en termes mathématiques : résoudre le problème de test suivant

$$\boxed{H_0 : \theta = \frac{1}{2} \quad \text{contre} \quad H_1 : \theta \neq \frac{1}{2}}$$

Définition

L'hypothèse H_0 est appelée hypothèse nulle.
L'hypothèse H_1 est appelée hypothèse alternative.

Définitions

Définition

1. *Soit Z une observation de l'expérience statistique* $\mathcal{E} = (\mathfrak{Z}, \mathcal{Z}, \{\mathbb{P}_\theta : \theta \in \Theta\})$.
2. *Soit $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$ une partition de l'espace des paramètres.*
3. *Soit le problème de test*

$$\boxed{H_0 : \theta \in \Theta_0 \qquad \textit{contre} \qquad H_1 : \theta \in \Theta_1}$$

Un test ou régle de décision est une statistique de la forme

$$\varphi(Z) = I(Z \in \mathcal{R}) = \begin{cases} H_0 & \text{"on accepte"} \\ H_1 & \text{"on rejette"} \end{cases}$$

$\mathcal{R} \subset \mathfrak{Z}$ est appelée zone de rejet ou région critique.

Exemple introductif : construction d'un test (1/2)

- $Z = (X_1, \ldots, X_{10})$: observation dans le modèle d'échantillonnage de Bernoulli $\{\mathbb{P}_\theta : 0 < \theta < 1\}$ où $\mathbb{P}_\theta = \theta\delta_1 + (1-\theta)\delta_0$
- on regarde le problème de test suivant :

$$\boxed{H_0 : \theta = \frac{1}{2} \quad \text{contre} \quad H_1 : \theta \neq \frac{1}{2}}$$

- on construit un test à partir de l'EMV $\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}} = \bar{X}_n = \bar{X}_{10}$ $(n = 10)$ et d'un seuil t_0 donné :

$$\varphi(Z) = I(Z \in \mathcal{R}) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } \left|\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}} - \frac{1}{2}\right| \leq t_0 \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases}$$

- la zone de rejet est ici

$$\mathcal{R} = \left\{z \in \{0,1\}^{10} : \left|\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}}(z) - \tfrac{1}{2}\right| > t_0\right\}$$

Exemple introductif : construction d'un test (2/2)

- Dans le test précédent

$$\varphi(Z) = I(Z \in \mathcal{R}) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } \left|\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\,\mathtt{mv}} - \frac{1}{2}\right| \leq t_0 \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases}$$

  l'EMV $\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\,\mathtt{mv}}$ a été utilisé pour construire le test. C'est une approche classique : ici l'EMV joue le rôle de statistique de test

- On peut calculer l'EMV sur les données : $\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\,\mathtt{mv}} \overset{exemple}{=} 0,6$ et donc prendre une décision.
  Question : comment choisir le seuil t_0 ?
- y-a-t'il un meilleur choix de test ? une meilleure statistique de test ?

Les deux types d'erreurs de décision

Z une observation, $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$ une partition et le problème de test

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \quad \text{contre} \quad H_1 : \theta \in \Theta_1$$

Définition

Soit φ un test de zone de rejet $\mathcal{R}$ (càd $\varphi(z) = I(z \in \mathcal{R})$)

- *L'erreur de première espèce* *(rejeter à tort)*

$$\boxed{\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta[Z \in \mathcal{R}]}$$

- *La fonction d'erreur de seconde espèce* *(accepter à tort)*

$$\theta \in \Theta_1 \mapsto \mathbb{P}_\theta[Z \notin \mathcal{R}] = 1 - \pi_\varphi(\theta)$$

où $\pi_\varphi(\theta) = \mathbb{P}_\theta[Z \in \mathcal{R}]$ est la fonction puissance du test

Note : "*rejeter*" = rejeter H_0 ; "*accepter*" = accepter H_0

Exemple introductif : les deux types d'erreurs

Le test $\varphi(z) = I(|\widehat{\theta}_n^{\mathtt{mv}}(z) - 0.5| > t_0)$ peut faire deux types d'erreurs :

- rejeter à tort :

$$\text{Rejeter} \ \ (\varphi(Z) = H_1) \ \ \text{alors que} \ \ \theta = \tfrac{1}{2} \in \Theta_0 = \{\tfrac{1}{2}\}$$

  dans ce cas, l'erreur de première espèce est

$$\mathbb{P}_{0.5}[|\widehat{\theta}_n^{\mathtt{mv}}(Z) - 0.5| > t_0]$$

- accepter à tort :

$$\text{Accepter} \ \ (\varphi(Z) = H_0) \ \ \text{alors que} \ \ \theta \neq \tfrac{1}{2}$$

  dans ce cas, la fonction d'erreur de seconde espèce est

$$\theta \neq 1/2 \mapsto \mathbb{P}_\theta[|\widehat{\theta}_n^{\mathtt{mv}}(Z) - 0.5| \leq t_0]$$

  et la fonction puissance est $\theta \neq 1/2 \mapsto \mathbb{P}_\theta[|\widehat{\theta}_n^{\mathtt{mv}}(Z) - 0.5| > t_0]$ (rejeter à raison).

Niveau asymptotique d'un test

Définition

Dans le modèle d'échantillonnage, on construit une suite de test (φ_n) *(où n est le nombre d'observations). Soit* $\alpha \in (0, 1)$*. On dit que* (φ_n) *est de niveau asymptotique* α *quand*

$$\forall \theta \in \Theta_0, \quad \limsup_{n \to \infty} \mathbb{P}_\theta[\varphi_n = H_1] \leq \alpha$$

1. on veut s'assurer qu'asymptotiquement la probabilité de rejeter à tort est moins que α
2. idéalement, on aimerait pouvoir fixer un niveau pour les deux types d'erreurs (1ère et 2-ième) mais ce n'est pas possible en général. On va donc privilégier un contrôle de l'erreur de 1ère espèce en construisant des tests de niveau asymptotique donné : introduction d'une dissymétrie

Exemple introductif : étude asymptotique du test

Sous H_0 (càd $\theta = 1/2$) :

$$\boxed{\sqrt{n}\left(\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}} - 0.5\right) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, 1/4)}$$

en particulier, pour $g \sim \mathcal{N}(0,1)$,

$$\mathbb{P}_{0.5}\left[\left|\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}} - 0.5\right| > t_{n,\alpha}\right] \longrightarrow \mathbb{P}[|g| > q_{1-\alpha/2}] = \alpha$$

où, pour le quantile $q_{1-\alpha/2}$ d'ordre $1-\alpha/2$ de g

$$\boxed{t_{n,\alpha} = \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{n}}}$$

Sous H_1 (càd $\theta \neq 1/2$) : pour tout $\theta \in \Theta_0^c = \Theta_1 = (0,1) - \{0.5\}$,

$$\boxed{\sqrt{n}\left|\widehat{\theta}_{\mathrm{n}}^{\mathtt{mv}} - 0.5\right| \overset{p.s.}{\to} +\infty}$$

(la puissance tend vers 1)

Exemple introductif : prise de décision

Les données d'origines étaient :

$$z = (P, P, F, F, P, F, P, P, F, P)$$

l'EMV vaut donc $\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}}(z) = 0.6$ et, pour un $\alpha \in (0, 1)$ donné le test est

$$\varphi(Z) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } \left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}}(Z) - \frac{1}{2}\right| \leq t_{10,\alpha} = \frac{q_{1-\alpha/2}}{2\sqrt{10}} \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases}$$

Par exemple :

1. pour $\alpha = 5\%$, on a $q_{1-\alpha/2} \approx 1.96$ et $t_{10,\alpha} \approx 0.31$ alors comme $\left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}}(z) - \frac{1}{2}\right| = 0.1 \leq t_{10,5\%}$, on accepte
2. pour $\alpha = 10\%$, on a $q_{1-\alpha/2} \approx 1.64$, alors $t_{10,\alpha} \approx 0.26$ alors comme $\left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}}(z) - \frac{1}{2}\right| = 0.1 \leq t_{10,10\%}$, on accepte

Exemple introductif : introduction de la p-value

Le choix du niveau α est arbitraire. Dans l'exemple précédent, on va

- accepter tant que $q_{1-\alpha/2} \geq 2\sqrt{10} * \left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}} - \frac{1}{2}\right|$
- rejeter dès que $q_{1-\alpha/2} \leq 2\sqrt{10} * \left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}} - \frac{1}{2}\right|$

La valeur limite de α pour laquelle la décision bascule càd le α tel que

$$q_{1-\alpha/2} = 2\sqrt{10} * \left|\widehat{\theta}_{10}^{\mathtt{mv}} - \frac{1}{2}\right|$$

est appelée la p-value.
Ici la p-value est donnée par l'équation (en α)

$$q_{1-\alpha/2} = 2\sqrt{10} * 0.1 \approx 0.63$$

càd $\alpha =$ p-value ≈ 0.525.

p-value : introduction formelle

Définition

Soit φ_α un test de niveau asymptotique α et de zone de rejet $\mathcal{R}_\alpha$. On appelle p-value du test la statistique

$$p - value(Z) = \inf(\alpha \in (0,1) : Z \in \mathcal{R}_\alpha)$$

- c'est le seuil critique où la décision bascule :

$$\varphi_\alpha(Z) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } \alpha \leq p - value(Z) \\ H_1 & \text{quand } \alpha > p - value(Z) \end{cases}$$

- la p-value quantifie le niveau de confiance sur l'acceptation (de H_0)

p-value : interprétation

p-value	niveau de confiance sur l'acceptation	décision
$p < 0.01$	très faible	*rejet* (avec confiance)
$0.01 \leq p < 0.05$	faible	*rejet*
$0.05 \leq p < 0.1$	fort	*acceptation*
$0.1 \leq p$	très fort	*acceptation* (avec confiance)

- <u>forte p-value</u> : le test ne permet pas de rejeter H_0
- <u>petite p-value</u> : même si on prend un niveau de test très petit, le test rejetera H_0 (alors qu'on a une forte aversion au risque de 1ère espèce, càd de rejeter à tort)
- dans l'exemple, on a p-value ≈ 0.525, on va donc accepter (avec confiance)

Signification de l'acceptation

Accepter H_0 ne signifie pas que H_0 est vraie

1. par défaut, on accepte H_0 à moins qu'on apporte une "preuve" que H_0 n'est pas acceptable
2. *Accepter* signifie seulement qu'on n'a pas pu apporter une preuve que H_0 n'est pas acceptable : on préférera dire que le test ne permet pas de rejeter plutôt que "on accepte".
3. une *preuve* est l'observation d'un événement "rare" sous H_0 : "sous H_0, la statistique de test prend une valeur qui peut être considérée comme rare" est une preuve de rejet
4. la "rareté" d'un événement est fixée par le niveau (asymptotique) α
5. si dans l'exemple, le vrai $\theta = 0.5 + 10^{-10}$, il est fort probable qu'on ne rejette pas alors que H_0 est fausse.

Signification du rejet

Seul le rejet est informatif

1. *rejeter* signifie qu'on a apporté la preuve que H_0 ne peut pas être acceptée
2. à un niveau α fixé, on rejette quand la valeur prise par la statistique de test est rare étant connue sa loi sous H_0 (déclarer un événement rare dépend du niveau α)
3. en général, sous H_0, on connaît la loi asymptotique de la statistique de test (ex. : $\widehat{\theta}_{\mathsf{n}}^{\mathtt{mv}} \sim \mathcal{N}(0.5, (4n)^{-1})$) donc si la valeur prise par cette statistique en les observations : $\widehat{\theta}_{\mathsf{n}}^{\mathtt{mv}}(z)$ est peu vraisemblable pour sa loi limite (ex. : $\widehat{\theta}_{\mathsf{n}}^{\mathtt{mv}} = 0.9$) alors on rejettera $=$ <u>on aura apporté une preuve que H_0 n'est pas acceptable</u>
4. la p-value mesure le niveau de rareté de la valeur observée de la statistique de test pour la loi de la statistique de test sous H_0.

Choix des hypothèses : dissymétrie

le choix des hypothèses est important

1. Pour une partition $\Theta = A \cup B$, il n'y a pas équivalence entre les deux problèmes de test

$$H_0 : \theta \in A \text{ contre } H_1 : \theta \in B$$

et

$$H_0 : \theta \in B \text{ contre } H_1 : \theta \in A$$

2. on choisit les hypothèses en fonction de l'intérêt qu'on porte au problème : l'hypothèse H_0 est privilégiée
3. l'hypothèse H_0 est privilégiée car on a décidé de se couvrir contre le risque de 1ère espèce avant le risque de 2-ième espèce : càd, on souhaite éviter avant tout de rejeter à tort et par conséquent, on a tendance à "trop accepter"
4. il est plus facile d'accepter que de rejeter car le rejet nécessite une "preuve" que l'acceptation n'est pas soutenable

Méthodologie pour les tests asymptotiques (1/2)

a) trouver une statistique de test (souvent un estimateur) $\widehat{\theta}_n$

b) telle que sous H_0 (càd ici pour $\theta = \theta_0$), on a une normalité asymptotique

$$\sqrt{\frac{n}{v(\widehat{\theta}_n)}}\left(\widehat{\theta}_n - \theta_0\right) \xrightarrow{d} V$$

(ou $v(\theta_0)$ à la place de $v(\widehat{\theta}_n)$)

c) et tel que sous H_1 (càd ici pour $\theta > \theta_0$) :

$$\sqrt{\frac{n}{v(\widehat{\theta}_n)}}\left(\widehat{\theta}_n - \theta_0\right) \xrightarrow{p.s.} +\infty$$

(avec ou sans valeurs absolues selon la forme de H_1)

Méthodologie pour les tests asymptotiques (2/2)

d) on utilise cette statistique pour construire un test de niveau asymptotique $\alpha \in (0,1)$ en posant

$$\varphi(Z) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } (\widehat{\theta}_n - \theta_0) \leq \frac{q_{1-\alpha}^V \sqrt{v(\widehat{\theta}_n)}}{\sqrt{n}} := t_{n,\alpha} \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases}$$

La forme du test (ici $\widehat{\theta}_n - \theta_0$ plus petit que quelque chose) est donnée par le comportement de $\widehat{\theta}_n - \theta_0$ sous H_1.

e) on a, sous H_0,

$$\mathbb{P}_{\theta_0}[rejet] = \mathbb{P}_{\theta_0}\left[\widehat{\theta}_n - \theta_0 > t_{n,\alpha}\right] \longrightarrow \mathbb{P}[V > q_{1-\alpha}^V] = \alpha$$

C'est donc un test de niveau asymptotique α.

f) La puissance tend vers 1 car, sous H_1, $\mathbb{P}_\theta[\widehat{\theta}_n - \theta_0 > t_{n,\alpha}] \to 1$.

Choix de tests : notion d'optimalité pour les tests

Hypothèse simple contre alternative simple

- Cas où $\Theta = \{\theta_0, \theta_1\}$ avec $\theta_0 \neq \theta_1$ et

$$\boxed{\Theta_0 = \{\theta_0\} \text{ contre } \Theta_1 = \{\theta_1\}}$$

- Existe-t-il un test $\varphi^\star$ optimal, au sens où : $\forall \varphi$ test, on a simultanément un meilleur contrôle sur les deux erreurs (1ère et 2-ième espèce)

$$\begin{cases} \mathbb{P}_{\theta_0}\left[\varphi^\star = H_1\right] \leq \mathbb{P}_{\theta_0}\left[\varphi = H_1\right] & \text{"proba de rejet à tort"} \\ \mathbb{P}_{\theta_1}\left[\varphi^\star = H_0\right] \leq \mathbb{P}_{\theta_1}\left[\varphi = H_0\right] & \text{"proba d'accepter à tort"} \end{cases}$$

- Si $\mathbb{P}_{\theta_0}$ et $\mathbb{P}_{\theta_1}$ ne sont pas étrangères (cf. Cours 5) un tel test $\varphi^\star$ ne peut pas exister.

Riposte : principe de Neyman (1/2)

- On « dissymétrise » les hypothèses H_0 et H_1 : H_0 est « plus importante » que H_1 dans le sens suivant : on impose une erreur de première espèce prescrite :

  on souhaite éviter avant tout de rejeter à tort

Définition

Pour $\alpha \in (0,1)$, un test $\varphi = \varphi_\alpha$ de l'hypothèse nulle $H_0 : \theta \in \Theta_0$ contre une alternative H_1 est de niveau α si

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta \left[\varphi_\alpha = H_1 \right] \leq \alpha$$

- Un test de niveau α ne dit rien sur la fonction erreur de seconde espèce (ou la puissance).

Riposte : principe de Neyman (2/2)

Définition

Soit φ un test de zone de rejet $\mathcal{R}$. La puissance du test φ est la fonction $\pi_\varphi : \theta \in \Theta_1 \mapsto \mathbb{P}_\theta[Z \in \mathcal{R}]$ (proba de rejeter à raison)

- Principe de Neyman : $\alpha \in (0,1)$, parmi les tests de niveau α, chercher celui (ou ceux) qui sont les plus puissants

Définition

Un test de niveau α est dit Uniformément Plus Puissant (UPP) si sa puissance est maximale parmi celles de tous les tests de niveau α :

1. $\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta\left[\varphi^\star = H_1\right] \leq \alpha$
2. *et si φ est tel que* $\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta\left[\varphi = H_1\right] \leq \alpha$ *alors*

$$\forall \theta \in \Theta_1, \pi_{\varphi^\star}(\theta) \geq \pi_\varphi(\theta)$$

Test de Neyman-Pearson (test du rapport de vraisemblance)

Pour le cas d'une hypothèse nulle simple (càd $\Theta_0 = \{\theta_0\}$) contre une hypothèse alternative simple (càd $\Theta_1 = \{\theta_1\}$) , un test UPP existe : c'est le test de Neyman-Pearson (ou test du rapport de vraisemblance) dont la construction est comme suit :

- $f(\theta, z) = \frac{d\,\mathbb{P}_\theta}{d\mu}(z), \quad z \in \mathfrak{Z}, \quad \theta \in \{\theta_0, \theta_1\}$, μ mesure dominante
- On choisit une région critique de la forme

$$\boxed{\mathcal{R}(c) = \left\{z \in \mathfrak{Z} : f(\theta_1, z) > cf(\theta_0, z)\right\}, \quad c > 0}$$

et on calibre $c = t_{n,\alpha}$ de sorte que

$$\boxed{\mathbb{P}_{\theta_0}\left[Z \in \mathcal{R}(t_{n,\alpha})\right] = \alpha}$$

- Le test ainsi construit (si cette équation admet une solution) est de niveau α. On montre qu'il est UPP.

Lemme de Neyman-Pearson

Proposition

Soit $\alpha \in [0,1]$. *S'il existe* $t_{n,\alpha}$ *solution de*

$$\boxed{\mathbb{P}_{\theta_0}\left[f(\theta_1, Z) > t_{n,\alpha} f(\theta_0, Z)\right] = \alpha}$$

alors le test de région critique

$$\mathcal{R}_\alpha = \left\{z : f(\theta_1, z) > t_{n,\alpha} f(\theta_0, z)\right\}$$

est de niveau α *et UPP pour tester* $H_0 : \theta = \theta_0$ *contre* $H_1 : \theta = \theta_1$.

- Rem. : Si $U = f(\theta_1, Z)/f(\theta_0, Z)$ est bien définie et $\mathbb{P}_U << \lambda$ (sous $\mathbb{P}_{\theta_0}$), alors $\mathbb{P}_{\theta_0}\left[U > t_{n,\alpha}\right] = \alpha$ admet une solution.

Exemple de test de Neyman-Pearson (1/4)

On observe $Z = (X_1, \ldots, X_n)$ où $X_1, \ldots, X_n \overset{i.i.d.}{\sim} \mathcal{N}(\theta, 1)$. Pour $\theta_0 < \theta_1$, on considère le problème de test

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

La vraisemblance en θ est

$$f(\theta, Z) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \exp\Big(- \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} X_i^2 + n\theta \overline{X}_n - \frac{n\theta^2}{2} \Big)$$

Le rapport de vraisemblance est

$$\frac{f(\theta_1, Z)}{f(\theta_0, Z)} = \exp\Big(n(\theta_1 - \theta_0)\overline{X}_n - \frac{n}{2}(\theta_1^2 - \theta_0^2) \Big)$$

Exemple de test de Neyman-Pearson (2/4)

- Zone de rejet du test de N-P. :

$$\begin{aligned}\mathcal{R}(c) &= \big\{z \in \mathbb{R}^n : f(\theta_1, z) > cf(\theta_0, z)\big\} \\ &= \big\{(x_1, \ldots, x_n)^\top \in \mathbb{R}^n : n(\theta_1 - \theta_0)\overline{x}_n - \frac{n}{2}(\theta_1^2 - \theta_0^2) > \log c\big\} \\ &= \big\{(x_1, \ldots, x_n)^\top \in \mathbb{R}^n : \overline{x}_n > \frac{\theta_0 + \theta_1}{2} + \tfrac{\log c}{n(\theta_1 - \theta_0)}\big\}\end{aligned}$$

- Choix de c : on résout

$$\mathbb{P}_{\theta_0}\left[\overline{X}_n > \tfrac{1}{2}(\theta_0 + \theta_1) + \tfrac{\log c}{n(\theta_1 - \theta_0)}\right] = \alpha$$

Sous $\mathbb{P}_{\theta_0}$:

$$\overline{X}_n \sim \mathcal{N}\left(\theta_0, \tfrac{1}{n}\right)$$

Exemple de test de Neyman-Pearson (3/4)

Résoudre en c : pour $g \sim \mathcal{N}(0,1)$,

$$\mathbb{P}\left[\theta_0 + \frac{1}{\sqrt{n}} g > \frac{1}{2}(\theta_0 + \theta_1) + \frac{\log c}{n(\theta_1 - \theta_0)}\right] = \alpha$$

càd $\mathbb{P}\left[g > \frac{\sqrt{n}}{2}(\theta_1 - \theta_0) + \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\log c}{\theta_1 - \theta_0}\right] = \alpha$, soit

$$\frac{\sqrt{n}}{2}(\theta_1 - \theta_0) + \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\log c}{\theta_1 - \theta_0} = q_{1-\alpha},$$

où $q_{1-\alpha}$ est le quantile d'ordre $1 - \alpha$ d'une $\mathcal{N}(0,1)$

- Conclusion : le test de NP de niveau α a pour zone de rejet $\mathcal{R}(c_\alpha)$ où

$$c_\alpha = \exp\left(\sqrt{n}(\theta_1 - \theta_0) q_{1-\alpha} - \frac{n(\theta_1 - \theta_0)^2}{2}\right)$$

  qui peut s'écrire plus simplement par

$$\mathcal{R}(c_\alpha) = \{(x_1, \ldots, x_n)^\top \in \mathbb{R}^n : \bar{x}_n > \theta_0 + t_{n,\alpha}\} \text{ où } t_{n,\alpha} = \frac{q_{1-\alpha}}{\sqrt{n}}.$$

Exemple de test de Neyman-Pearson (4/4)

On voit que le test de NP s'écrit sous la forme :

$$\varphi(Z) = \begin{cases} H_0 & \text{quand } \overline{X}_n \leq \theta_0 + t_{n,\alpha} \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{où } t_{n,\alpha} = \frac{q_{1-\alpha}}{\sqrt{n}}$$

rem. : la valeur θ_1 n'intervient pas dans le test de NP.

- la puissance du test est ici :

$$\pi_\varphi(\theta_1) = \mathbb{P}_{\theta_1}[\overline{X}_n > \theta_0 + t_{n,\alpha}] = \mathbb{P}[g > \sqrt{n}(\theta_0 - \theta_1) + q_{1-\alpha}]$$

car sous $\mathbb{P}_{\theta_1}$, $\overline{X}_n \sim \mathcal{N}(\theta_1, 1/n)$.

rem. : La puissance augmente quand n augmente et quand $|\theta_0 - \theta_1|$ augmente. L'alternative n'intervient que dans la puissance.

Tests classiques dans le modèle d'échantillonnage gaussien

Test sur la moyenne à variance connue

On observe $Z = (X_1, \dots, X_n) \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2 \mathrm{Id}_n)$ où σ est connue. On considère le problème de test

$$\boxed{H_0 : \mu \leq \mu_0 \quad \text{contre} \quad H_1 : \mu > \mu_0}$$

Principe on estime μ et on rejette H_0 si l'estimateur est « plus grand » que μ_0. On considère des tests de la forme

$$\varphi_\alpha(Z) = \begin{cases} H_0 & \text{si } \overline{X}_n < \mu_0 + t_{n,\alpha} \\ H_1 & \text{sinon} \end{cases}$$

On choisit le seuil $t_{n,\alpha}$ tel que

$$\sup_{\mu \leq \mu_0} \mathbb{P}_\mu \left[\varphi_\alpha(Z) = H_1 \right] = \alpha$$

Rem. : On verra pourquoi $\overline{X}_n$ est la statistique de test naturelle pour ce problème lors de l'étude des problèmes de test à rapport de vraisemblance monotone.

Détermination de $t_{n,\alpha}$

Majoration de l'erreur de première espèce. Soit $\mu \leq \mu_0$. Sous $\mathbb{P}_\mu$, $\overline{X}_n \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n)$, alors pour $g \sim \mathcal{N}(0,1)$

$$\begin{aligned}
\mathbb{P}_\mu\left[\overline{X}_n - \mu_0 \geq t_{n,\alpha}\right] &= \mathbb{P}\left[\left(\mu + \tfrac{\sigma}{\sqrt{n}}g\right) - \mu_0 \geq t_{n,\alpha}\right] \\
&= \mathbb{P}\left[\tfrac{\sigma}{\sqrt{n}}g \geq t_{n,\alpha} + (\mu_0 - \mu)\right] \\
&\leq \mathbb{P}\left[\tfrac{\sigma}{\sqrt{n}}g \geq t_{n,\alpha}\right] \overset{\text{on veut}}{=} \alpha
\end{aligned}$$

On prend

$$\boxed{t_{n,\alpha} = \frac{\sigma q_{1-\alpha}}{\sqrt{n}}}$$

En particulier, on a :

$$\sup_{\mu \leq \mu_0} \mathbb{P}_\mu\left[\varphi_\alpha(Z) = H_1\right] = \mathbb{P}_{\mu_0}\left[\varphi_\alpha(Z) = H_1\right]$$

Calcul de la puissance du test

Soit $\mu > \mu_0$. Sous $\mathbb{P}_\mu$, la loi de $\overline{X}_n$ est $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2/n)$ alors la fonction de puissance du test est

$$\begin{aligned} \mu \in (\mu_0, +\infty) \mapsto \mathbb{P}_\mu \left[\overline{X}_n - \mu_0 \geq t_{\alpha,n}\right] \\ = \mathbb{P}\left[g \geq \frac{\sqrt{n}(\mu_0 - \mu)}{\sigma} + q_{1-\alpha}\right] \end{aligned}$$

Rem. :

- la puissance tend vers 1 quand n tend vers $+\infty$,
- c'est un test UPP ; il faut d'autres outils pour le montrer.

Test sur la moyenne à variance inconnue

- Ingrédient principal :

$$s_n^2 := \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X}_n)^2 = \frac{n}{n-1}\left(\widehat{\sigma}_n^2\right)^{\mathtt{mv}}$$

alors

$$(n-1)\frac{s_n^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

et

$$\frac{\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mu)}{s_n} \sim \text{Student}(n-1)$$

et ces variables sont pivotales : leur loi ne dépend pas de μ, σ^2 sous $\mathbb{P}_{\mu,\sigma^2}$.

- Les lois du χ^2 et de Student (à k degrés de liberté) sont classiques et s'étudient indépendamment.

Tests sur la moyenne

- On teste $H_0 : \mu \leq \mu_0$ contre $H_1 : \mu > \mu_0$. Un test de niveau α : donné par la zone de rejet

$$\mathcal{R}_\alpha = \left\{ z \in \mathbb{R}^n : T(z) > q^{\mathfrak{T}}_{1-\alpha, n-1} \right\}$$

où

$$T(Z) = \frac{\sqrt{n}(\overline{X}_n - \mu_0)}{s_n}$$

et $q^{\mathfrak{T}}_{1-\alpha,n-1}$ = quantile d'ordre $1-\alpha$ de la loi de Student à $n-1$ degrés de liberté :

$$\mathbb{P}\left[\text{Student}_{n-1} > q^{\mathfrak{T}}_{1-\alpha,n-1}\right] = \alpha$$

- Rem. : Pour le test $H_0 : \mu = \mu_0$ contre $H_1 : \mu \neq \mu_0$, un test de niveau α est donné par $\mathcal{R}_\alpha = \left\{ z \in \mathbb{R}^n : \left|T(z)\right| > q^{\mathfrak{T}}_{1-\alpha/2, n-1} \right\}$.

Test sur la variance

- On teste $H_0 : \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ contre $H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2$. Un test de niveau α : donné par la zone de rejet

$$\mathcal{R}_\alpha = \left\{ z \in \mathbb{R}^n : V(z) > q_{1-\alpha,n-1}^{\chi^2} \right\},$$

où

$$V(Z) = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2$$

et

$$\mathbb{P}\left[\text{Chi-deux}_{n-1} > q_{1-\alpha,n-1}^{\chi^2}\right] = \alpha.$$

- Mêmes remarques méthodologiques sur l'optimalité de ces tests que précédemment.