

MAP 433 : Introduction aux méthodes statistiques. Cours 6

2 Octobre 2015

Aujourd'hui

- 1 Tests statistiques
 - Notion de test et d'erreur de test
 - Lemme de Neyman-Pearson
- 2 Tests gaussiens
 - Tests sur la moyenne
- 3 Compléments : p -valeur et liens entre tests et régions de confiance

Exemple introductif

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

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

La pièce est-elle équilibrée ?

- Répondre à cette question revient à **construire une procédure de décision** :

$$\begin{aligned} \varphi &= \varphi(P, P, F, F, P, F, P, P, F, P) \\ &= \begin{cases} 0 & \text{on accepte l'hypothèse la pièce est équilibrée} \\ 1 & \text{on rejette l'hypothèse la pièce est équilibrée} \end{cases} \end{aligned}$$

Résolution

- On associe l'expérience statistique (par exemple)

$$\mathcal{E}^{10} = (\{0, 1\}^{10}, \text{parties de } (\{0, 1\}^{10}), \{\mathbb{P}_\theta, \theta \in \Theta = [0, 1]\}),$$

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

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

- Hypothèse nulle : la pièce est équilibrée

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 = \{1/2\}$$

- Hypothèse alternative : la pièce est truquée

$$H_1 : \theta \in \Theta_1 = \Theta \setminus \{1/2\}$$

Résolution

- Θ_0 = ensemble des paramètres sous laquelle l'hypothèse nulle est satisfaite
- Θ_1 = ensemble des paramètres sous laquelle l'hypothèse nulle n'est pas satisfaite = **alternative**
- $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$.

Règle de décision

- On note Z l'observation.
- On **construit** une **règle de décision simple** :

$$\varphi(Z) = \mathbb{1}_{\mathcal{R}}(Z) = \begin{cases} 0 & \text{on accepte l'hypothèse} \\ 1 & \text{on rejette l'hypothèse.} \end{cases}$$

- $\mathcal{R} \subset \mathfrak{Z}$ (espace des observables) : **zone de rejet** ou **région critique**.
- Exemple¹

$$\mathcal{R} = \{|\hat{\theta}(z) - 1/2| > t_0\}, \quad \hat{\theta}(Z) = \hat{\theta}_n^{\text{mv}} \left(\overset{\text{exemple}}{=} 0, 6 \right)$$

où t_0 est un seuil à choisir... **Comment ?**

¹léger abus de notation...

Terminologie

- Une **règle de décision** (non-randomisée) assigne à chaque réalisation z de l'observation Z une **décision**.
- Si $z \in \mathcal{A}$, l'hypothèse nulle est **acceptée**; autrement, l'hypothèse est rejetée.
- Terminologie: \mathcal{A} = zone d'acceptation ; \mathcal{R} = zone de rejet ou région critique.

Erreur de décision

- Lorsque l'on prend la décision $\varphi(Z)$, on peut se tromper de deux manières :

Rejeter H_0 ($\varphi(Z) = 1$) alors que $\theta = \frac{1}{2}$

ou encore

Accepter H_0 ($\varphi(Z) = 0$) alors que $\theta \neq \frac{1}{2}$.

- Erreur de première espèce (=rejeter à tort)

$$\mathbb{P}_{\frac{1}{2}}^{10} [\varphi(Z) = 1]$$

- Erreur de seconde espèce (=accepter à tort)

$$(\mathbb{P}_{\theta}^{10} [\varphi(Z) = 0], \theta \neq \frac{1}{2}).$$

Retour à l'exemple

- Sous \mathbb{P}_θ , $n\hat{\theta}(Z) = \sum_{i=1}^n Z_i$ suit une loi binomiale de paramètre de succès θ . En notant $\text{Bin}_{n,\theta}$ la fonction de répartition de la loi binomiale,

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_\theta(|\hat{\theta}(Z) - 1/2| > t_0) \\ = 1 - \{\text{Bin}_{n,\theta}(n(1 + t_0)/2) - \text{Bin}_{n,\theta}(n(1 - t_0)/2)\}.\end{aligned}$$

- Erreur de première espèce:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_{1/2}(|\hat{\theta}(Z) - 1/2| > t_0) \\ = 1 - \{\text{Bin}_{n,1/2}(n(1 + t_0)/2) - \text{Bin}_{n,1/2}(n(1 - t_0)/2)\}\end{aligned}$$

Erreur de première espèce

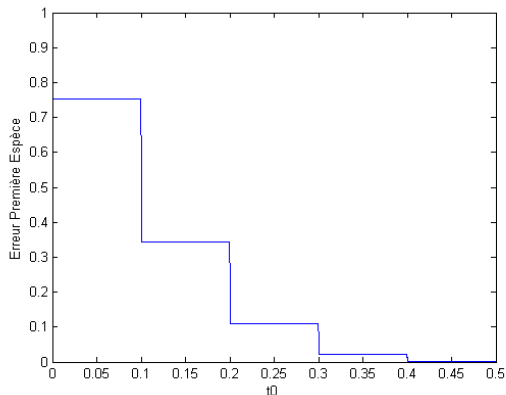


Figure: Erreur de Première Espèce en fonction de la valeur critique: fonction décroissante de t_0 !

Retour à l'exemple

- Sous \mathbb{P}_θ , $n\hat{\theta}(Z) = \sum_{i=1}^n Z_i$ suit une loi binomiale de paramètre de succès θ . En notant $\text{Bin}_{n,\theta}$ la fonction de répartition de la loi binomiale,

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_\theta(|\hat{\theta}(Z) - 1/2| \leq t_0) \\ = \{\text{Bin}_{n,\theta}(n(1+t_0)/2) - \text{Bin}_{n,\theta}(n(1-t_0)/2)\}.\end{aligned}$$

- **Erreur de seconde espèce:** pour une valeur critique fixée:

$$\begin{aligned}\theta \mapsto \mathbb{P}_\theta(|\hat{\theta}(Z) - 1/2| \leq t_0) \\ = \text{Bin}_{n,1/2}(n(1+t_0)/2) - \text{Bin}_{n,1/2}(n(1-t_0)/2)\end{aligned}$$

Erreur de seconde espèce

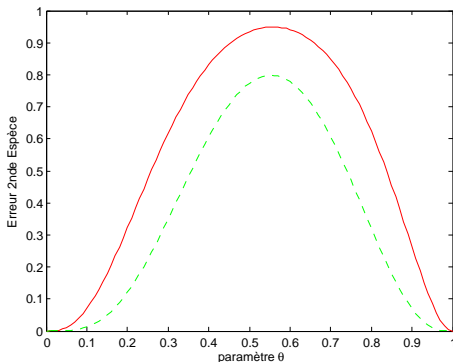


Figure: Erreur de deuxième Espèce en fonction du paramètre $\theta \in \Theta_1 = [0, 1] \setminus \{1/2\}$ pour deux valeurs du seuil critique: $t_0 = 0.3$, Erreur 1ere espèce 0.0654 et $t_0 = 0.2$, Erreur 1ere espèce 0.22

Puissance du test

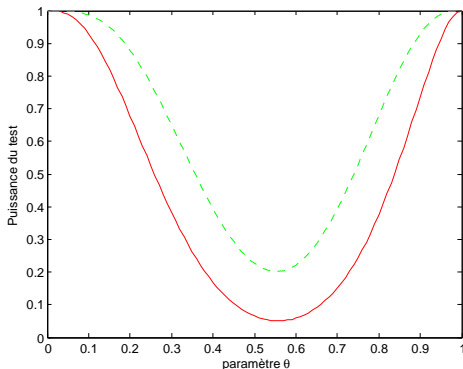


Figure: Puissance du test en fonction du paramètre $\theta \in \Theta_1 = [0, 1] \setminus \{1/2\}$ pour deux valeurs du seuil critique: $t_0 = 0.3$. Erreur 1ère espèce: 0.0654 et $t_0 = 0.2$, Erreur 1ère espèce: 0.22

Erreur 1ère espèce / Puissance

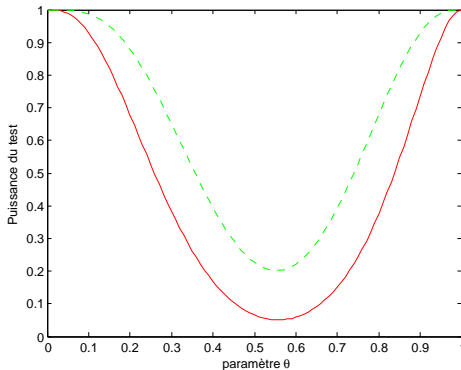


Figure: Erreur de première espèce / puissance pour une contre-alternative fixée $\theta_1 = 0.75$ pour différentes valeurs du seuil critique t_0 .

Conclusion provisoire

- Un bon test φ devrait garantir **simultanément** des erreurs de première et seconde espèce **petites**.
- Mais il faut réaliser un compromis entre erreur de 1ère espèce et erreur de 2nde espèce (ou de façon équivalente entre erreur de 1ère espèce et puissance).
- **Question:** comment aborder la notion d'optimalité et comment construire une procédure de test satisfaisante ?

Définition formelle

- Situation : $\mathcal{E} = (\mathcal{Z}, \mathfrak{Z}, \{\mathbb{P}_\theta, \theta \in \Theta\})$ engendrée par l'observation Z .
- **Hypothèse nulle et alternative** : $\Theta_0 \subset \Theta$ et $\Theta_1 = \Theta \setminus \Theta_0$

Definition (Test simple)

Un test (simple) de l'hypothèse nulle $H_0 : \theta \in \Theta_0$ contre l'alternative $H_1 : \theta \in \Theta_1$ est une statistique $\varphi = \varphi(Z) \in \{0, 1\}$. (Fonction d') **erreur de première espèce** :

$$\theta \in \Theta_0 \rightsquigarrow \mathbb{P}_\theta [\varphi(Z) = 1]$$

(Fonction d') **erreur de seconde espèce**

$$\theta \in \Theta_1 \rightsquigarrow \mathbb{P}_\theta [\varphi(Z) = 0] = 1 - \text{puissance}_\varphi(\theta).$$

Principe de Neyman

- On **disymétrise** 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**.

Definition

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

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathbb{P}_\theta [\varphi_\alpha = 1] \leq \alpha.$$

- Un test de niveau α ne dit **rien** sur l'erreur de seconde espèce (comportement sur l'alternative).

Principe de Neyman (cont.)

- Choix de la disymétrisation = choix de modélisation.
- Principe de Neyman : $\alpha \in (0, 1)$, parmi les test de niveau α , chercher celui (ou ceux) ayant une **erreur de seconde espèce minimale**.

Definition

*Un test de niveau α est dit **Uniformément Plus Puissant (UPP)** si son erreur de seconde espèce est minimale parmi celles des tests de niveau α .*

- Pour le cas d'une **hypothèse simple** contre une **alternative simple**, un test UPP existe.

Règle de décision randomisée

- Pour toute valeur de l'observation z , la règle de décision choisit alternative avec une probabilité $\varphi(z)$ et l'hypothèse nulle avec la probabilité $1 - \varphi(z)$.
- Une procédure de test randomisée est **entièrement spécifiée** par la donnée de la **fonction critique** du test $\varphi : z \rightarrow \varphi(z) \in [0, 1]$. Si φ prend simplement les valeurs 0 et 1, on obtient un test non randomisé.
- La **probabilité de rejet** est donnée, pour tout $\theta \in \Theta$, par $\mathbb{E}_\theta[\varphi(Z)]$.

Principe de Neyman-Pearson

Le problème revient donc à maximiser la **puissance du test**

$$\pi(\theta) = \mathbb{E}_{\theta}[\varphi(Z)], \theta \in \Theta_1$$

sous la contrainte que le niveau du test soit inférieure à α

$$\mathbb{E}_{\theta}[\varphi(Z)] \leq \alpha$$

Un cas élémentaire

- Supposons que $\Theta_0 = \{\theta_0\}$ et $\Theta_1 = \{\theta_1\}$.
- On note $p_0(z) = f(\theta_0, z)$ et $p_1(z) = f(\theta_1, z)$ les densités des lois \mathbb{P}_{θ_0} et \mathbb{P}_{θ_1} par rapport à une mesure de domination μ (existe toujours)

Théorème (Existence d'un test de niveau α)

Soit $\alpha \in [0, 1]$. Pour tester $H_0 : \{\theta = \theta_0\}$ contre l'alternative $H_1 : \{\theta = \theta_1\}$, il existe un test φ et une constante c_α telle que

$$\mathbb{E}_{\theta_0}[\phi(Z)] = \alpha$$

et

$$\varphi(z) = \begin{cases} 1 & \text{quand } p_1(z) > c_\alpha p_0(z) \\ 0 & \text{quand } p_1(z) < c_\alpha p_0(z) \end{cases}$$

Preuve Existence-1

- Pour $\alpha = 0$ et $\alpha = 1$, le résultat est élémentaire en posant $c_0 = \infty$ et $c_1 = 0$.
- On suppose $\alpha \in (0, 1)$ et considère la fonction

$$c \mapsto A(c) = \mathbb{P}_0(p_1(Z) > cp_0(Z)) = \mathbb{P}_0(p_1(Z)/p_0(Z) > c, p_0(Z) > 0),$$

- La fonction A est décroissante, continue à droite et admet des limites à gauche ($c \mapsto 1 - A(c)$ est la fonction de répartition de la variable aléatoire $p_1(Z)/p_0(Z)$ qui est définie \mathbb{P}_0 -p.s.):

$$A(c^-) - A(c) = \mathbb{P}_0(p_1(Z)/p_0(Z) = c), A(-\infty) = 1, A(+\infty) = 0$$

Preuve Existence-2

- Pour tout $\alpha \in (0, 1)$, il existe c_α tel que $A(c_\alpha) \leq \alpha \leq A(c_\alpha^-)$.
- On considère le test φ_α définit par

$$\varphi_\alpha(z) = \begin{cases} 1 & \text{quand } p_1(z) > c_\alpha p_0(z) \\ \frac{\alpha - A(c_\alpha)}{A(c_\alpha^-) - A(c_\alpha)} & \text{quand } p_1(z) = c_\alpha p_0(z) \\ 0 & \text{quand } p_1(z) < c_\alpha p_0(z) \end{cases}$$

Si $A(c_\alpha^-) = A(c_\alpha)$, alors $\mathbb{P}_0(p_1(Z) = c_\alpha p_0(Z)) = 0$ et il n'y pas lieu de spécifier la valeur du test sur cet événement.

- Le niveau de ϕ est donné par

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_0[\varphi_\alpha(Z)] &= \mathbb{P}_0\left(\frac{p_1(Z)}{p_0(Z)} > c_\alpha\right) + \frac{\alpha - A(c_\alpha)}{A(c_\alpha^-) - A(c_\alpha)} \mathbb{P}_0\left(\frac{p_1(Z)}{p_0(Z)} = c_\alpha\right) \\ &= \alpha \end{aligned}$$

Test Uniformément Plus Puissant

Théorème

Un test φ vérifiant

$$\mathbb{E}_{\theta_0}[\phi(Z)] = \alpha$$

et

$$\varphi(z) = \begin{cases} 1 & \text{quand } p_1(z) > c_\alpha p_0(z) \\ 0 & \text{quand } p_1(z) < c_\alpha p_0(z) \end{cases}$$

est **uniformément le plus puissant** pour tester l'hypothèse nulle $H_0 : \{\theta = \theta_0\}$ contre l'alternative $H_1 : \{\theta = \theta_1\}$.

Preuve test U.P.P.-1

- Soit φ un test satisfaisant les conditions

$$\mathbb{E}_{\theta_0}[\phi(Z)] = \alpha$$

et

$$\varphi(z) = \begin{cases} 1 & \text{quand } p_1(z) > c_\alpha p_0(z) \\ 0 & \text{quand } p_1(z) < c_\alpha p_0(z) \end{cases}$$

- Soit φ^* un test de niveau $\mathbb{E}_0[\varphi^*(Z)] \leq \alpha$

Preuve test U.P.P.-1

- On note:

$$S^+ = \{z : \varphi(z) - \varphi^*(z) > 0\}$$

$$S^- = \{z : \varphi(z) - \varphi^*(z) < 0\}.$$

- Pour $z \in S^+$, $\phi(z) > 0$ et donc $p_1(z) \geq c_\alpha p_0(z)$ (car $\varphi(z) = 0$ si $p_1(z) < c_\alpha p_0(z)$).
- Pour $z \in S^-$, $\phi(z) < 1$ et donc $p_1(z) \leq c_\alpha p_0(z)$ (car $\varphi(z) = 1$ si $p_1(z) > c_\alpha p_0(z)$).
- Par conséquent:

$$\begin{aligned} \int (\varphi - \varphi^*)(p_1 - c_\alpha p_0) d\mu \\ = \int_{S^+ \cup S^-} (\varphi - \varphi^*)(p_1 - c_\alpha p_0) d\mu \geq 0 \end{aligned}$$

Preuve test U.P.P.-1

Conclusion

$$\int (\varphi - \varphi^*)(p_1 - c_\alpha p_0) d\mu \geq 0$$

ce qui implique

$$\begin{aligned} \int (\varphi - \varphi^*) p_1 d\mu &\geq c_\alpha \int (\varphi - \varphi^*) p_0 d\mu \\ &\geq c_\alpha \{ \mathbb{E}_0[\varphi(Z)] - \mathbb{E}_0[\varphi^*(Z)] \} \\ &= c_\alpha \{ \alpha - \mathbb{E}_0[\varphi^*(Z)] \} \geq 0. \end{aligned}$$

Puissance d'un test U.P.P

Lemme

Notons π la puissance du test U.P.P de niveau α du test $H_0 = \{\theta = \theta_0\}$ contre l'alternative $H_1 = \{\theta = \theta_1\}$. Alors $\alpha \leq \pi$ avec égalité si $\mathbb{P}_{\theta_0} = \mathbb{P}_{\theta_1}$.

Proof.

Comme le test $\varphi(z) \equiv \alpha$ a un niveau α , nous avons $\alpha \leq \pi$. □

Exemple de mise en oeuvre

- On observe

$$Z = (X_1, \dots, X_n) \sim_{\text{i.i.d.}} \mathcal{N}(\theta, 1).$$

- Construction du test de N-P. de $H_0 : \theta = \theta_0$ contre $H_1 : \theta = \theta_1$, avec $\theta_0 < \theta_1$.
- Mesure dominante $\mu^n =$ mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^n et

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

- Rapport de vraisemblance

$$\frac{f(\theta_1, Z)}{f(\theta_0, Z)} = \exp \left(n(\theta_1 - \theta_0) \bar{X}_n - \frac{n}{2} (\theta_1^2 - \theta_0^2) \right).$$

Exemple (cont.)

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

$$\begin{aligned} & \{f(\theta_1, Z) > cf(\theta_0, Z)\} \\ &= \left\{ n(\theta_1 - \theta_0)\bar{X}_n - \frac{n}{2}(\theta_1^2 - \theta_0^2) > \log c \right\} \\ &= \left\{ \bar{X}_n > \frac{\theta_0 + \theta_1}{2} + \frac{\log c}{n(\theta_1 - \theta_0)} \right\}. \end{aligned}$$

- **Choix de c** . On résout

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

- **Approche standard** : on raisonne sous \mathbb{P}_{θ_0} . On a

$$\bar{X}_n = \theta_0 + \frac{1}{\sqrt{n}}\xi^{n,\theta_0}, \quad \xi^{n,\theta_0} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

sous \mathbb{P}_{θ_0} mais pas sous une autre probabilité \mathbb{P}_{θ} si $\theta \neq \theta_0$!

Exemple (fin)

■ Résolution de

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

■ Equivalent à $\mathbb{P}_{\theta_0} \left[\xi^{n, \theta_0} > \frac{\sqrt{n}}{2}(\theta_1 - \theta_0) + \frac{1}{\sqrt{n}} \frac{\log c}{\theta_1 - \theta_0} \right] = \alpha$, soit

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

$$\text{où } \Phi(x) = \int_{-\infty}^x e^{-u^2/2} \frac{du}{\sqrt{2\pi}}.$$

p-valeur

- Supposons que sous \mathbb{P}_0 , la distribution du rapport de vraisemblance $p_1(Z)/p_0(Z)$ est continue. Le test U.P.P. de niveau α est non-randomisé et rejette l'hypothèse nulle si $p_1(Z)/p_0(Z) > k$, où k est choisi de façon à ce que

$$\mathbb{P}_0(p_1(Z)/p_0(Z) \geq k) = \alpha.$$

- Lorsque l'on fait varier le niveau α , on obtient ainsi une famille de régions de réjections, $\{\mathcal{R}_\alpha\}_{\alpha \in [0,1]}$, qui sont dans de nombreux cas d'intérêt emboîtées

$$\mathcal{R}_\alpha \subset \mathcal{R}_{\alpha'} \quad \text{si } \alpha < \alpha'.$$

p-valeur

- Lorsque l'on fait varier le niveau α , on obtient ainsi une famille de régions de réjections, $\{\mathcal{R}_\alpha\}_{\alpha \in [0,1]}$, qui sont dans de nombreux cas d'intérêt emboîtées

$$\mathcal{R}_\alpha \subset \mathcal{R}_{\alpha'} \quad \text{si } \alpha < \alpha'.$$

- Lorsque cette condition est satisfaite, il est intéressant de déterminer non seulement si le test est accepté ou rejeté à un niveau de signification donné, mais aussi de déterminer le plus petit niveau de signification auquel l'hypothèse serait rejetée.

p-valeur

Definition (p-valeur)

La p -valeur d'un test pour une observation Z donnée est le plus petit niveau de signification auquel le test serait rejeté

$$\hat{p}(Z) = \inf\{\alpha : Z \in S_\alpha\}.$$

- Une petite p -valeur suggère que l'observation contredit l'hypothèse.
- Une grande p -valeur s'interprète en faveur de ne pas vouloir rejeter l'hypothèse de base.

Bilan provisoire

- Si l'on accepte le principe de Neyman, on sait résoudre le problème à deux points.
- Que faire si l'hypothèse nulle H_0 ou l'alternative H_1 sont composites ?
 - On peut proposer des extensions si l'on dispose de structures particulières sur la vraisemblance du modèle (Poly. Ch. 7.3, hors programme).
 - On sait dire beaucoup de choses dans le cas gaussien.
- Critique méthodologique de l'approche de Neyman \rightsquigarrow notion de p -valeur.

Tests gaussiens incontournables

- On observe

$$\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n) \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2 \text{Id}_n).$$

- Test sur la moyenne, variance connue

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

- **Principe** on estime μ et on rejette H_0 si l'estimateur est plus grand que μ_0 .

$$\mathcal{R}(c_\alpha) = \{\bar{Y}_n - \mu_0 \geq c_\alpha\}, \quad c_\alpha \text{ à déterminer.}$$

- On choisit c_α de sorte que

$$\sup_{\mu \leq \mu_0} \mathbb{P}_\mu [\mathcal{R}(c_\alpha)] \leq \alpha.$$

- Il y a **plusieurs choix possibles**. On fait le choix rendant $\mathcal{R}(c_\alpha)$ maximale.

Calcul de c_α

- Majoration de l'erreur de première espèce. Si $\mu \leq \mu_0$, on a

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_\mu [\bar{Y}_n - \mu_0 \geq c_\alpha] &= \mathbb{P}_\mu \left[\left(\mu + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \xi^{n,\mu} \right) - \mu_0 \geq c_\alpha \right] \\ &= \mathbb{P}_\mu \left[\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \xi^{n,\mu} \geq c_\alpha + (\mu_0 - \mu) \right] \\ &\leq \mathbb{P}_\mu \left[\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \xi^{n,\mu} \geq c_\alpha \right].\end{aligned}$$

où $\xi^{n,\mu}$ est, en loi sous \mathbb{P}_μ , une gaussienne standard.

- Petit miracle : la loi de $\xi^{n,\mu}$ sous \mathbb{P}_μ ne dépend pas de μ Donc

$$\begin{aligned}\mathbb{P}_\mu \left[\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \xi^{n,\mu} \geq c_\alpha \right] &= 1 - \Phi \left(\frac{\sqrt{n}}{\sigma} c_\alpha \right) \\ &\stackrel{\text{on veut}}{\leq} \alpha.\end{aligned}$$

- Le choix $c_{\alpha,n} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha)$ conduit à la zone de rejet $\mathcal{R}(c_\alpha)$ maximale.

Contrôle de l'erreur de seconde espèce

- On a construit un test de niveau α parmi une classe **donnée a priori** de tests basés sur un estimateur raisonnable, de sorte que l'on ait une zone de rejet maximale. Désormais, $c_{\alpha,n}$ est **fixé**.
- On **évalue à la main** l'erreur de seconde espèce ou la **fonction de puissance**

$$\begin{aligned}\mu \in (\mu_0, +\infty) &\rightsquigarrow \mathbb{P}_\mu [\overline{Y}_n - \mu_0 < c_{\alpha,n}] \\ &= 1 - \text{puissance du test au point } \mu\end{aligned}$$

- **Montrer que** pour tout $\mu > \mu_0$, on a $\mathbb{P}_\mu [\overline{Y}_n - \mu_0 < c_{\alpha,n}] \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow \infty$.
- Pour l'optimalité dans un sens plus fort, il faut **d'autres outils**.

Autres tests classiques gaussiens

- Ingrédient principal :

$$s_n^2 := \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y}_n)^2 = \frac{n}{n-1} (\hat{\sigma}_n^2)^{mv}$$

alors

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

et

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

et ces variables sont **pivotal**es : 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.

p -valeurs

- Exemple : on observe

$$X_1, \dots, X_n \sim_{\text{i.i.d.}} \mathcal{N}(\mu, \sigma^2), \quad \sigma^2 \text{ connu.}$$

- Objectif: tester $H_0 : \mu = 0$ contre $H_1 : \mu \neq 0$.
- Au niveau $\alpha = 5\%$, on rejette si

$$|\bar{X}_n| > \frac{\phi^{-1}(1 - \alpha/2)}{\sqrt{n}}$$

- Application numérique : $n = 100$, $\bar{X}_{100} = 0.307$. On a $\frac{\phi^{-1}(1-0.05/2)}{\sqrt{100}} \approx 0.196$. on rejette l'hypothèse....

p -valeur (cont.)

- Et pour un autre choix de α ? Pour $\alpha = 0.01$, on a

$$\frac{\phi^{-1}(1-0.05/2)}{\sqrt{100}} \approx 0.256$$
. On rejette toujours... Pour $\alpha = 0.001$, on a

$$\frac{\phi^{-1}(1-0.05/2)}{\sqrt{100}} \approx 0.329$$
. On accepte H_0 !
- Que penser de cette petite expérience ?
 - En pratique, on a une observation une bonne fois pour toute (ici 0.307) et on choisit α ... comment ?
 - On ne veut pas α trop grand (trop de risque), mais en prenant α de plus en plus petit... on va fatalement finir par accepter H_0 !
- Défaut de méthodologie inhérent au principe de Neyman (contrôle de l'erreur de première espèce).

p -valeur

- Quantité **significative** : non par le niveau α , mais le **seuil de basculement de décision** : c'est la p -valeur (p -value) du test.

Definition

Soit \mathcal{R}_α une famille de zones de rejet d'un test de niveau α pour une hypothèse H_0 contre une alternative H_1 . Soit Z l'observation associée à l'expérience. On a $Z \in \mathfrak{Z}$ et $\mathcal{R}_0 = \mathfrak{Z}$. On appelle **p -valeur du test** la quantité

$$p\text{-valeur}(Z) = \inf\{\alpha, Z \in \mathcal{R}_\alpha\}.$$

Interprétation de la p -valeur

- Une grande valeur de la p -valeur s'interprète en faveur de **ne pas vouloir rejeter l'hypothèse**.
- Ne pas vouloir rejeter l'hypothèse peut signifier deux choses :
 - L'hypothèse est vraie
 - L'hypothèse est fausse **mais** le test n'est pas **puissant** (erreur de seconde espèce **grande**).
- **Souvent** : la p -valeur est la probabilité (sous H_0) que la statistique de test d'une expérience copie soit \geq à la statistique de test observée.
- **Exemple du test du χ^2 et de l'expérience de Mendel (à suivre)**