Démarche statistique Premiers pas avec

David Causeur L'Institut Agro IRMAR CNRS UMR 6625

https://dcauseur.netlify.app

Plan

Décider à partir de données

- 1 Effet à l'échelle d'une population
- 2 Décider à partir de données
- 3 Effet 'groupe'
 Comparaison de groupes
 Analyse de variance à un facteur
 Estimation des paramètres d'effet
 Test de Fisher
 Le cas particulier de la comparaison de 2 groupes
 Décrire un effet groupe
 Test avec des données appariées
- 4 Effet linéaire

Plan

- 2 Décider à partir de données
- Analyse de variance à un facteur Test avec des données appariées

- 1 Effet à l'échelle d'une population
- 2 Décider à partir de données
- 3 Effet 'groupe'

Comparaison de groupes
Analyse de variance à un facteur
Estimation des paramètres d'effet
Test de Fisher
Le cas particulier de la comparaison de 2 groupes
Décrire un effet groupe
Test avec des données appariées

4 Effet linéaire

Test de l'effet d'un facteur à deux modalités :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0: \ \delta = \mu_1 - \mu_2 = 0 \\ H_1: \ \delta = \mu_1 - \mu_2 \neq 0 \end{array} \right.$$

Test de comparaison entre sexes dans R

Test de Student

Reprenons la statistique de Fisher:

$$F = \frac{n_1(\overline{Y}_{1\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^2 + n_2(\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^2}{\hat{\sigma}^2}$$

avec

$$n_{1}(\overline{Y}_{1\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^{2} = n_{1}\left(\overline{Y}_{1\bullet} - \frac{n_{1}Y_{1\bullet} + n_{2}Y_{2\bullet}}{n_{1} + n_{2}}\right)^{2},$$

$$= n_{1}n_{2}^{2}\left(\frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{n_{1} + n_{2}}\right)^{2},$$

$$n_{2}(\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^{2} = n_{2}n_{1}^{2}\left(\frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{n_{1} + n_{2}}\right)^{2}.$$

Test de Student

Reprenons la statistique de Fisher :

$$F = \frac{n_{1}(\overline{Y}_{1\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^{2} + n_{2}(\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{\bullet\bullet})^{2}}{\hat{\sigma}^{2}},$$

$$= \left(\frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{\hat{\sigma}}\right)^{2} \frac{n_{1}n_{2}(n_{1} + n_{2})}{(n_{1} + n_{2})^{2}},$$

$$= \left(\frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{\hat{\sigma}\sqrt{\frac{1}{n_{1}} + \frac{1}{n_{2}}}}\right)^{2}.$$

iest de Studen

Reprenons la statistique de Fisher :

$$F = T^2, \text{ où } T = \frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{\hat{\sigma}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\delta}}}.$$

En effet,

$$\begin{split} \sigma_{\delta}^2 &= \operatorname{Var}(\overline{Y}_{1\bullet} - \overline{Y}_{2\bullet}), \\ &= \operatorname{Var}(\overline{Y}_{1\bullet}) + \operatorname{Var}(\overline{Y}_{2\bullet}), \\ &= \sigma^2 \Big(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\Big). \end{split}$$

Reprenons la statistique de Fisher :

$$F = T^2, \text{ où } T = \frac{\overline{Y}_{2\bullet} - \overline{Y}_{1\bullet}}{\hat{\sigma}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\delta}}}.$$

Soit $\hat{\theta}$ un estimateur de θ et $\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}$ un estimateur de l'écart-type de $\hat{\theta}$.

Pour le test de H₀ : $\theta = \theta_0$, $T_{\theta_0} = (\hat{\theta} - \theta_0)/\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}$ est appelée statistique de Student.

Test de Student

Statistique du test de Student dans R

La distribution de T sous l'hypothèse nulle est la **loi de Student** à n-2 degrés de liberté, notée \mathcal{T}_{n-2} .

p-value du test de Student dans R

Test unilatéral

Test de H_0 : $\delta = 0$ contre H_1 : $\delta < 0$.

Règle **unilatérale** de décision : H_0 est rejetée si T prend une valeur jugée anormalement faible sous H_0 .

Ici, la p-value est la probabilité pour qu'une variable aléatoire de loi \mathcal{T}_{n-2} soit plus petite que la valeur observée de T:

Test de Student unilatéral dans R

Intervalle de confiance d'un paramètre

L'ensemble des valeurs θ_0 telles que H_0 : $\theta = \theta_0$ n'est pas rejetée au seuil α est un intervalle de confiance de θ , de niveau de confiance $1-\alpha$.

On en déduit l'intervalle de confiance $Cl_{1-\alpha}(\delta)$:

$$\begin{aligned}
\mathsf{CI}_{1-\alpha}(\delta) &= \left\{ \delta_{0}, \ -t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \leq \frac{\hat{\delta} - \delta_{0}}{\hat{\sigma}_{\hat{\delta}}} \leq t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \right\}, \\
&= \left[\hat{\delta} - t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \hat{\sigma}_{\hat{\delta}}; \hat{\delta} + t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \hat{\sigma}_{\hat{\delta}} \right].
\end{aligned}$$

Intervalle de confiance par t.test dans R

Intervalle de confiance d'un paramètre

Pour les paramètres μ_1 et μ_2 :

$$\mathsf{CI}_{1-\alpha}(\mu_i) \ = \ \Big[\hat{\mu}_i - t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n_i}}; \hat{\mu}_i + t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n_i}}\Big].$$

Intervalle de confiance par t.test dans R

Puissance du test de Student

Dans quelle mesure le test de Student peut-il détecter une différence de moyennes à l'échelle de la population?

Cas des données porcs : si la différence de moyenne entre mâles et femelles à l'échelle de la population vaut 1, le test de Student concluera-t'il que l'effet sexe est significatif?

Puissance du test de Student

Soit le test de H_0 : $\mu_1 - \mu_2 = 0$ contre H_1 : $\mu_1 - \mu_2 = \delta \neq 0$. Au seuil α , la **puissance** du test est la probabilité sous H_1 que le test rejette H_0 :

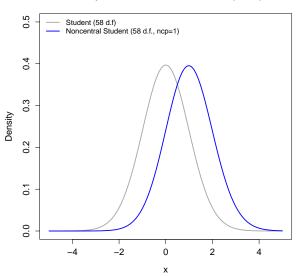
Puissance(
$$\delta$$
) = $\mathbb{P}_{\mu_1-\mu_2=\delta}(|T| \ge t_{1-\alpha/2}^{(n-2)})$.

Sous H_1 , $T \sim \mathcal{T}_{n-2}(\lambda)$ avec :

$$\lambda = \frac{\delta}{\sigma \sqrt{\frac{1}{R_1} + \frac{1}{R_2}}}$$
. [paramètre de non-centralité]

Puissance du test de Student

Density function of Student distribution (58 d.f.)



Puissance du test de Student

Plus λ est grand, plus le test de Student est puissant :

- Plus $|\delta|/\sigma$ est grand, plus le test est puissant.
- Plus n_1 et n_2 sont grands, plus le test est puissant.

Puissance du test de Student dans R

Tests Post-hoc

L'effet d'un facteur est significatif = les moyennes de la variable réponse dans certains groupes sont différentes.

Quels groupes?

$$P_0 \neq P_{25} \neq P_{50} \text{ ou } P_0 \neq \{P_{25} = P_{50}\} \text{ ou } ...$$

Tests post-hoc pour 3 groupes : 3 tests simultanés

- $H_0^{(12)}$: $\mu_1 = \mu_2$,
- $H_0^{(13)}$: $\mu_1 = \mu_3$,
- $H_0^{(23)}$: $\mu_2 = \mu_3$.
- Comparaisons deux à deux dans R

Tests Post-hoc

Quel risque d'erreur pour plusieurs tests simultanés?

Probabilité d'au moins un rejet à tort (faux positif) :

$$\begin{split} &\mathbb{P}_{\mathsf{H}_0^{(ii')},\;i\neq i'}(\text{au moins une hypothèse }\mathsf{H}_0^{(ii')}\text{ rejetée})\\ &\leq &\sum_{i\neq i'}\mathbb{P}_{\mathsf{H}_0^{(ii')}}(\mathsf{H}_0^{(ii')}\text{ rejetée}),\\ &\leq &3\alpha \end{split}$$

Correction de Bonferroni : $\alpha^* = \alpha/3$:

Correction de Bonferroni dans R

Tests sur un paramètre - Résumé

- **1** Test de H_0 : $\theta = \theta_0$ contre H_1 : $\theta \neq \theta_0$ ou $\theta > \theta_0$
 - Statistique du test de Student : $T = (\hat{\theta} \theta_0)/\hat{\sigma}_{\hat{\theta}}$
 - Loi sous H₀: T ~ T_k, où k est le nombre de dégrés de liberté pour l'estimation de σ̂²_â
- 2 Intervalle de confiance de niveau 1 $-\alpha$: ensemble des θ_0 tels que H_0 n'est pas rejetée au seuil α
- **3** Comparaison de moyennes : H_0 : $\mu_1 = \mu_2$
- 4 Evaluation d'un dispositif expérimental :
 - Puissance du test (à objectif de précision fixé)
 - Taille d'échantillon nécessaire (à objectifs de précision et de puissance fixés)
- Tests post-hoc : correction du seuil (Bonferroni) pour un contrôle global du risque d'un faux positif.

- 1 Effet à l'échelle d'une population
- 2 Décider à partir de données
- 3 Effet 'groupe'
 Comparaison de groupes
 Analyse de variance à un facteur
 Estimation des paramètres d'effet
 Test de Fisher
 Le cas particulier de la comparaison de 2 groupes
 Décrire un effet groupe
 Test avec des données appariées
- 4 Effet linéaire