

①. Contexte Général :

- On s'intéresse à un phénomène que l'on étudie à l'aide de mesures. Ex: effet d'un médicament sur une charge virale.
- En général on étudie l'effet de facteurs sur une variable : Fact: médicament, Var: Charge.
- On voudrait avoir une réponse qui soit généralisable à la pop. alors que les mesures sont faites uniquement sur un ensemble restreint d'individus.
- Ex le Pb: - choix des individus: échantillonnage.
- erreur commise lors de la généralisation

		populat°	
		Effet	Pas d'effet
échantillon	Effet	TP	FP
	Pas d'effet	FN	TN

- la stratégie de tests = typ parti de l'hyp. "pas d'effet" = hypothèse nulle (raison pour l'absence).

→ on préfère dire qu'il n'y a pas d'effet plutôt que de se tromper. → Favorise plutôt H_0 .

- Démarche de base: test d'hypothèse de comparaison de moyennes.
 - Comp. de populations dans un cadre linéaire.
 - ex: dose du médicament?
 - Facteurs qualit. quanti.

↳ Dans un 2^e Apr, le modèle linéaire permet de prendre en compte \neq effets ds un cadre mixte.

②. Construction de la Stat. de Student:

- 2 pop A, B, y^A , y^B , \bar{y}^A , \bar{y}^B
- 3 infos: effectifs, moy, variance.
- la variance peut être connue ou non.

$$T = \frac{\bar{y}^A - \bar{y}^B}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}} = \text{quantité qui résume l'info et qui dépend des données.}$$

↳ elle va servir à définir une règle de décision quant au rejet de H_0 .

= pour répondre à la question "y-a-t-il un effet?"

↳ C'est un score.

- plus le score est élevé, plus on dira que la différence est significative \Rightarrow il faut un seuil
- Or on voit bien que l'erreur va dépendre du seuil: plus le seuil est petit, plus on aura FP.
↳ Comment choisir le seuil?

③. L'utilité du modèle: Cas Gaussien à Variables Connues.

- le score de Student peut être utilisé indep. d'un trait statistique. Le construit est naturelle et son interprétation intuitive.
- Si on modélise les données sur un modèle F_0 , alors on aura un cadre pour le choix du seuil.

Modèle Gaussien: - avec la hyp.
- loi de estimateurs.

sous $H_0: \{ \mu_A = \mu_B \}$ = l'hyp. concernant le param. du modèle.

$$T \underset{H_0}{\sim} N(0,1).$$

- \rightarrow on sait faire les calculs sous H_0 .
- \rightarrow on ne sait pas ce qu'il se passe sous H_1 .

- Règle de décision: on observe une valeur du paramètre $t_{obs} =$ une réalisation, et on le compare au quantile de la loi normale.

si $t_{obs} > \mu_{1-\alpha/2}$ alors on rejette H_0 .

↳ définit la région de rejet = R_α - ensemble des valeurs de t irrésistibles pour H_0 .

$\alpha =$ risque de 1^{ère} espèce = 5%.

↳ nécessite la valeur du quantile.

- notation de $P_v = P(|t_{obs}| > \mu_{1-\alpha/2})$
 $= P(|T| > t_{obs})$.

$$(P_v(t_{obs}) > \alpha) \Leftrightarrow (t_{obs} \in R_\alpha)$$

↓
reflète le α -d'erreur = niveau de test pour lequel H_0 serait juste accepté.
rejeté.

→ (α, β) liés : on fixe α et on max. selon \bar{u} .

↳ une manière facile de comparer des tests
↳ selon leur \bar{u} .

→ Comment max \bar{u} ?

→ sous \mathcal{H}_0 $E(T) = 0$, $V(T) = \frac{n}{n-2}$

↳ si $n \rightarrow \infty$ On pourra mieux rejeter

→ Etape d'après = Calculer n pour \bar{u} .

↳ On suppose qu'on connait \mathcal{H}_1 .

$$\delta = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma} \sqrt{(n-1)} = \text{diff. normalisée}$$

↳ Reformuler la question :

- quelle \bar{u} pour une n donné ?

- si on veut \bar{u} , combien de n états
donné $\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma}$.

dans R : $\begin{cases} \text{var. test} \\ \text{t. test} \end{cases}$

Résumé sur la méthodologie.

(3)

- 4 étapes :

- données $y_1 \dots y_n$

- modèle définit la loi des Y , il dépend d'un paramètre θ .

- hyp. à tester : hypothèse nulle qui porte sur le param.

- règle de décision - une stat $T = f(Y_i)$

- région de rejet.

(4) Test de Student : modèle gaussien à N variables selon.
↳ test sur les paramètres (construire le test) -

(5) Le prob. de données app.

Hyp. : les prop. A et B sont \perp .
↳ si non vérifiée ?

→ on travaille sur le \neq .

(6) Notion de puissance d'un test.

$= \pi =$ proba que la procédure rejette H_0
quand elle est fautive.

Comparison de populations (stat descriptives). ①

Modèle: $\left. \begin{array}{l} \cdot x_{1A} \dots x_{m_A A}, X_{1A} \dots X_{m_A A}, \text{ iid } N(\mu_A, \sigma^2) \\ \cdot x_{1B} \dots x_{m_B B}, \dots \dots \dots (\mu_B, \sigma^2) \\ \cdot \text{les 2 populat}^* \text{ st } \perp \text{ (pas d'appréhension).} \end{array} \right\}$

Hypothèse: $H_0 = \{ \mu_A = \mu_B \}$.

↗ Variances homogènes: $S^2 = \frac{1}{n_A + n_B - 2} \left((n_A - 1) \Delta_A^2 + (n_B - 1) \Delta_B^2 \right)$

$T = \frac{|\bar{X}_A - \bar{X}_B|}{S \sqrt{\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B}}} \sim \mathcal{L}(n_A + n_B - 2)$

↘ Variances hétérogènes: $\Delta_A^2 = \frac{1}{n_A - 1} \sum (X_{iA} - \bar{X}_A)^2$

$T = \frac{|\bar{X}_A - \bar{X}_B|}{\sqrt{\frac{\Delta_A^2}{n_A} + \frac{\Delta_B^2}{n_B}}} \sim \mathcal{L}(df)$

$df = \frac{(w_A + w_B)^2}{\frac{w_A^2}{n_A - 1} + \frac{w_B^2}{n_B - 1}}, w_A = \frac{\Delta_A^2}{n_A}$

avec df approché par Satterthwaite

Hypothèse préalable: $H_0 = \{ \sigma_A^2 = \sigma_B^2 \}$.

$F = \frac{\Delta_A^2 / n_A - 1}{\Delta_B^2 / n_B - 1} \sim \tilde{F}(n_A - 1, n_B - 1)$

$F' = \text{folded } F = \frac{\max(\Delta_A^2, \Delta_B^2)}{\min(\Delta_A^2, \Delta_B^2)}$

$R_{\alpha} = \text{Ic}(\sigma) = \left\{ \chi_{\alpha/2, n-1}^2 \leq \frac{(n-1) \Delta^2}{\sigma_0^2} \leq \chi_{1-\alpha/2, n-1}^2 \right\}$

Règle de décision :

(1) . Si $\left\{ |t_{obs}| > |t_{1-\alpha/2, n-1}| \right\} \Rightarrow$ Rejet avec risque α
 $= \mathcal{R}_\alpha$ (région de rejet) .

(2) . Si $P_0 = P(|T| > |t_{obs}|) < \alpha$.

= proba d'obtenir les données si H_0 était vraie .

(1) \Leftrightarrow (2) .