

Questions de Cours

- ① Aléatoire : échantillon, moment empirique centré d'ordre 2
 Non aléatoire : écart-type théorique
- ② La méthode des moments est une méthode permettant de trouver une forme fonctionnelle pour un estimateur $f(X_1, \dots, X_n)$ elle consiste simplement à utiliser comme estimateur des moments théoriques d'ordre k le moment empirique d'ordre k . C'est ainsi que la moyenne empirique (moment empirique d'ordre 1) est un estimateur de l'espérance (moment théorique d'ordre 1)

Exercice

Pour poser

Population mère : L'ensemble des clients de l'entreprise
 Variable aléatoire parente X_i : consentement à payer du client i .
 $X_i \sim \mathcal{D}(\mu, \sigma^2)$ inconnus

Echantillon simple au hasard constitué de tirages indépendants de X_i pour $i = 1, \dots, n$, $n = 138$

On observe la moyenne et l'écart-type d'échantillon :

$\bar{X}_{138} = 26$ et $S_{C138} = 5$

où $\bar{X}_{138} = \frac{1}{138} \sum_{i=1}^{138} X_i$

$S_{C138} = \frac{1}{137} \sum_{i=1}^{138} (X_i - \bar{X}_{138})^2$

Formules des stats d'éch.

On cherche à construire $IC_{50\%}(\mu) = [a, b]$
 tel que $P[a \leq \mu \leq b] = 99$

• estimateur pour μ : moyenne empirique \bar{X}_{138} .

• loi de proba de \bar{X}_{138} .

on ne connaît pas la distribution de la v.a parent

on utilise le théorème central limite :

soient X_1, \dots, X_n une suite i.i.d de v.a $X_i \sim D(\mu, \sigma)$.

$$\sqrt{n} \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \underset{\infty}{\sim} N(0, 1)$$

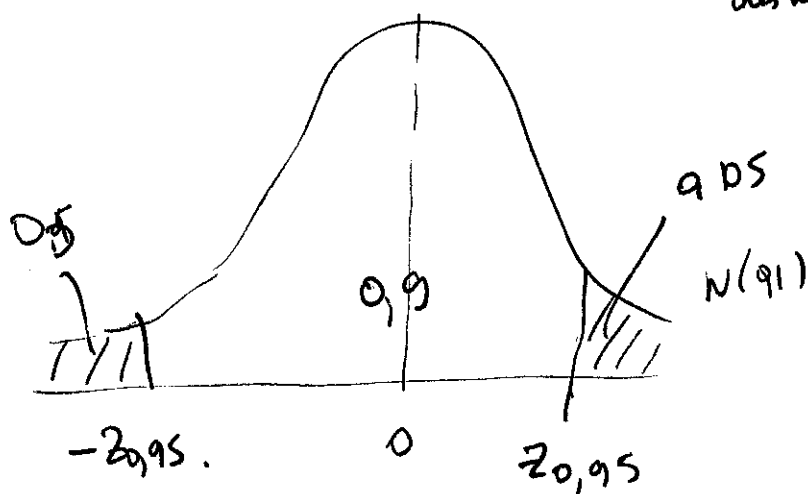
$$\text{Ainsi, } \bar{X}_{138} \underset{\infty}{\sim} N\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{138}}\right)$$

• σ est inconnu il faut l'estimer avec S_{138}

Dans ce cas, n étant grand, on a $\frac{\sqrt{n}(\bar{X}_{138} - \mu)}{S_{138}} \underset{\infty}{\sim} N(0, 1)$.

$$Z = \sqrt{138} \frac{\bar{X}_{138} - \mu}{S_{138}} \underset{\infty}{\sim} N(0, 1).$$

distribution de Z



$$z_{0,95} = \Phi^{-1}(0,95) = 1,64 \text{ ou } 1,65.$$

$$\text{ainsi } P(-1,645 \leq Z \leq 1,645) = 0,9$$

Donc
$$P(-1,645 \leq \sqrt{138} \frac{\bar{X}_{138} - \mu}{S_{C138}} \leq 1,645) = 0,9$$

$$\times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}} \quad P\left(-1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}} \leq \bar{X}_{138} - \mu \leq 1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}}\right) = 0,9$$

$$- \bar{X}_{138} \quad P\left(-\bar{X}_{138} - 1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}} \leq -\mu \leq -\bar{X}_{138} + 1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}}\right) = 0,9$$

$$\times (-1) \quad P\left(\bar{X}_{138} - 1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}} \leq \mu \leq \bar{X}_{138} + 1,645 \times \frac{S_{C138}}{\sqrt{138}}\right) = 0,9$$

$$a = 26 - 1,645 \times \frac{5}{\sqrt{138}}$$

$$b = 26 + 1,645 \times \frac{5}{\sqrt{138}}$$

ainsi
$$\boxed{IC_{90\%}(\mu) = [25,3 ; 26,7]}$$

Il y a 90% de chances pour que μ soit compris entre 25,3 € et 26,7 €.

L'introduction du nouveau produit est donc rentable puisque $25,3 > 20$ et $26,7 > 20$ avec 10% de chances de rater.

① Modélisation :

Nous avons 2 populations mixtes

A : personnes suivies depuis nous de 3 mois ciblés

B : " " " " " " mm ciblés

on dispose d'un échantillon simple au hasard pour chaque pop de tailles
 $n_A = 160$ et $n_B = 4276 = 4636 - 160$.

on définit les variables aléatoires X_i^A et X_i^B qui associent à chaque chromosome i une valeur 0 s'il n'a pas retourné d'emploi ou 1 s'il a retourné un emploi. Ces variables aléatoires suivent une loi de Bernoulli de paramètres respectivement p_A et p_B . $X_i^A \sim b(p_A)$ $X_i^B \sim b(p_B)$

on suppose l'indépendance entre les populations A et B (tirage aléatoire). on réalise le test suivant :

$\begin{cases} H_0 : p_A - p_B = 0 & (\text{les probas de retour à l'emploi sont identiques pour la pop } A \text{ et } B.) \\ H_1 : p_A - p_B > 0 & (\text{les probas sont } \neq : \text{ la pop } A \text{ connaît de meilleures probas de retour à l'emploi).} \end{cases}$

au seuil $\alpha = 10\%$.

Estimation

on doit estimer les paramètres inconnus $p_A - p_B$ à l'aide de l'estimateur écart de fréquences empiriques $F_n^A - F_n^B$

$$\text{où } F_n^A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A \quad \text{et} \quad F_n^B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B$$

$$\text{puisque } F_n^A = p_A \quad \text{et} \quad \text{puisque } F_n^B = p_B \quad \text{donc} \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} F_n^A - F_n^B = p_A - p_B$$

Distribution de l'estimateur

E5

Par le Théorème Central Limité les X_i^A sont iid $E(X_i^A) = p_A$

$$\sqrt{m_A} \frac{\bar{X}_{m_A} - p_A}{\sqrt{p_A(1-p_A)}} \underset{\infty}{\sim} N(0,1)$$

$$V(X_i^A) = p_A(1-p_A).$$

$$\text{d'où } \bar{F}_{m_A} = \bar{X}_{m_A} \underset{\infty}{\sim} N\left(p_A, \sqrt{\frac{p_A(1-p_A)}{m_A}}\right)$$

$$\text{de la même façon pour la pop B : } \bar{F}_{m_B} = \bar{X}_{m_B} \underset{\infty}{\sim} N\left(p_B, \sqrt{\frac{p_B(1-p_B)}{m_B}}\right)$$

$$\text{Donc } \bar{F}_{m_A} - \bar{F}_{m_B} \underset{\infty}{\sim} N(.,.)$$

$$E(\bar{F}_{m_A} - \bar{F}_{m_B}) = p_A - p_B$$

$$V(\bar{F}_{m_A} - \bar{F}_{m_B}) = V(\bar{F}_{m_A}) + V(\bar{F}_{m_B}) \quad \text{car les échantillons A et B sont indépendants}$$

$$= \frac{p_A(1-p_A)}{m_A} + \frac{p_B(1-p_B)}{m_B}$$

$$\text{Ainsi : } \bar{F}_{m_A} - \bar{F}_{m_B} \underset{\infty}{\sim} N\left(p_A - p_B, \sqrt{\frac{p_A(1-p_A)}{m_A} + \frac{p_B(1-p_B)}{m_B}}\right)$$

on remplace l'écart type de \bar{F}_{m_A} par $\sqrt{\frac{\bar{F}_{m_A}(1-\bar{F}_{m_A})}{m_A}}$ idem pour \bar{F}_{m_B} .

on centre et on réduit :

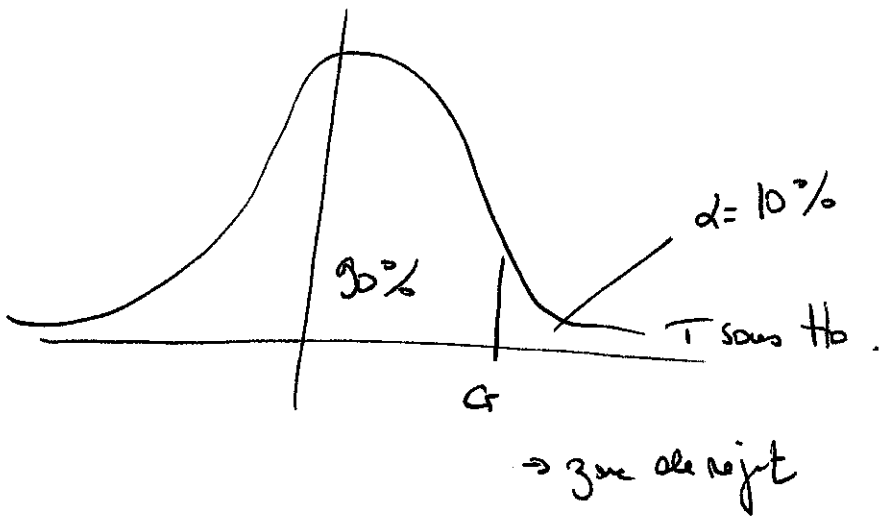
$$\frac{\bar{F}_{m_A} - \bar{F}_{m_B} - (p_A - p_B)}{\sqrt{\frac{\bar{F}_{m_A}(1-\bar{F}_{m_A})}{m_A} + \frac{\bar{F}_{m_B}(1-\bar{F}_{m_B})}{m_B}}} \underset{\infty}{\sim} N(0,1)$$

Test

statistique de test (sous $H_0 : p_A - p_B = 0$)

$$T = \frac{f_{mA} - f_{mB}}{\sqrt{\frac{f_{mA}(1-f_{mA})}{m_A} + \frac{f_{mB}(1-f_{mB})}{m_B}}} \underset{H_0}{\sim} N(0,1)$$

$$\alpha = \Phi^{-1}(1-\alpha) = \Phi^{-1}(0.9) = 1,285$$



D'où la règle critique

$$6_{cr} =]1,285; +\infty[$$

réalisation de $t = \frac{0,2 - 0,16}{\sqrt{\frac{0,2 \times 0,8}{160} + \frac{0,16 \times 0,84}{4276}}} = \frac{0,04}{0,032} = 1,25$

$t \notin 6_{cr}$. Donc on ne rejette pas H_0

Le dispositif n'est pas efficace avec 10% de chances de se tromper.

- ② Si les conseils sélectionnent les personnes qu'ils préfèrent et si ces préférences sont reliées aux chances d'accepter (chaises par exemple) alors l'évaluation du dispositif serait biaisée (surestimation de l'impact dans cet exemple).