

EXEMPLE INTRODUCTIF

Estimateur de la moyenne d'une population quantitative univariée (EAS)

Considérons la population des âges des enfants d'une famille

$$U = \{2, 4, 12\} \quad \cdot \quad N = 3$$

$$\cdot \quad \mu = \frac{2+4+12}{3} = 6$$

$$\cdot \quad \sigma^2 = \frac{1}{3} (4+16+144) - 6^2 = \frac{56}{3}$$

① On prélève, dans la population, un échantillon EAS de taille $n=2$

• on prélève un premier enfant (en attribuant à chacun la même probabilité d'être sélectionné, soit $p = \frac{1}{3}$)

L'âge de l'enfant n'est pas connu a priori : il constitue donc une variable aléatoire \underline{X}_1 dont la distr. de Pr. est :

$$\underline{X}_1 \sim \begin{pmatrix} 2 & 4 & 12 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \begin{cases} E(\underline{X}_1) = \mu = 6 \\ \text{var}(\underline{X}_1) = \sigma^2 = \frac{56}{3} \end{cases}$$

• on prélève un second enfant ("tirages" indépendants)

$$\rightarrow \underline{X}_2 \sim \begin{pmatrix} 2 & 4 & 12 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{pmatrix}$$

$$\text{avec } \begin{cases} E(\underline{X}_2) = \mu = 6 \\ \text{var}(\underline{X}_2) = \sigma^2 = \frac{56}{3} \end{cases}$$

On a donc $(\underline{X}_1, \underline{X}_2)$, un ensemble de 2 v.a. (correspondant respectivement à la 1^{ère} et à la 2^e observation) INDÉPENDANTES (schéma de Bernoulli) et IDENTIQUEMENT DISTRIBUÉES (elles admettent toutes deux une distribution uniforme sur l'ensemble des 3 valeurs 2, 4, 12) \Rightarrow

$$\begin{cases} E(\underline{X}_i) = \mu = 6 \\ \text{var}(\underline{X}_i) = \sigma^2 = \frac{56}{3} \end{cases} \quad (i=1,2)$$

Soit $\{2, 12\}$ l'échantillon prélevé : il s'agit de valeurs réalisées de 2 v.a. $(\underline{X}_1, \underline{X}_2)$ iid (*)

② Estimation de la moyenne de la population

Dans cet exemple, on sait que $\mu = 6$. Mais, de façon générale, lorsqu'on étudie une population \mathcal{U} , on ne dispose pas d'une telle information :

LES PARAMETRES de \mathcal{U} SONT INCONNUS ET ON DESIRE LES ESTIMER

→ PROBLEME DE L'ESTIMATION

Une façon d'atteindre cet objectif est d'utiliser l'information contenue dans l'échantillon prélevé dans \mathcal{U} .

Comme \underline{X}_1 et \underline{X}_2 sont des v.a., il en est de même de leur moyenne :

$$\begin{aligned} \underline{\bar{X}} &= \frac{\underline{X}_1 + \underline{X}_2}{2} = \text{ESTIMATEUR DE } \mu \\ &= \hat{\mu} \\ &= \text{variable aléatoire} \end{aligned}$$

FUNCTION DE $\underline{X}_1, \underline{X}_2$ ←

La moyenne arithmétique d'un échantillon peut jouer le rôle d'UNE estimation de μ

$$\begin{aligned} \text{une estimation de } \mu &= \hat{\mu} = \frac{x_1 + x_2}{2} = \text{une valeur réalisée de } \underline{\bar{X}} \\ &\parallel \quad \text{un réel} \quad \text{fct de } x_1, x_2 \quad \parallel \quad \text{un } \bar{x} \end{aligned}$$

Avec l'échantillon (*), on a $\hat{\mu} = \frac{2+12}{2} = 7$

↙ fct de 2 et 12 ↘ une valeur réalisée de $\underline{\bar{X}}$

(NB) $\hat{\mu} = f(\underline{X}_1, \underline{X}_2)$

→ la fct doit être judicieusement choisie pour que l'estimateur remplisse son rôle !!

③ Enumérons Tous les échantillons possibles EAS de taille $n=2$ ainsi que leur moyenne, extraits de la population V

Echantillons ω_i	Moyenne d'échantillon \bar{x}	Probabilité de tirer l'échantillon i
$\{2, 2\}$	$\frac{2+2}{2} = 2$	$\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{9}$
$\{2, 4\}$	\vdots	\vdots
$\{2, 12\}$	\vdots	\vdots
$\{4, 2\}$	$\frac{4+2}{2} = 3$	$\frac{1}{9}$
$\{4, 4\}$	\vdots	\vdots
$\{4, 12\}$	\vdots	\vdots
$\{12, 2\}$	$\frac{12+2}{2} = 7$	$\frac{1}{9}$
$\{12, 4\}$	\vdots	\vdots
$\{12, 12\}$	\vdots	\vdots

Distribution de probabilité de la v.a. \bar{X} :

$$\bar{X} \sim \begin{pmatrix} 2 & 3 & 4 & 7 & 8 & 12 \\ \frac{1}{9} & \frac{2}{9} & \frac{1}{9} & \frac{2}{9} & \frac{2}{9} & \frac{1}{9} \end{pmatrix}$$

$$E(\bar{X}) = 2 \cdot \frac{1}{9} + 3 \cdot \frac{2}{9} + 4 \cdot \frac{1}{9} + 7 \cdot \frac{2}{9} + 8 \cdot \frac{2}{9} + 12 \cdot \frac{1}{9} = 6$$

Conclusion : dans notre exemple, la moyenne d'un échantillon de taille $n=2$ ne sera "jamais" égale à la moyenne de la population (cf*)

MAIS

$$E(\hat{\mu}) = E(\bar{X}) = \mu$$

cad la v.a. \bar{X} est en moyenne $= \mu$

cad la moyenne d'échantillonnage de la moyenne d'échantillon est égale à la moyenne de la population

$$\begin{aligned}
 \text{var}(\bar{X}) &= E[(\bar{X} - \text{la moyenne de } \bar{X})^2] \\
 &= (2-6)^2 \cdot \frac{1}{9} + (3-6)^2 \cdot \frac{2}{9} + (4-6)^2 \cdot \frac{1}{9} + (7-6)^2 \cdot \frac{2}{9} \\
 &\quad + (8-6)^2 \cdot \frac{2}{9} + (12-6)^2 \cdot \frac{1}{9} \\
 &= \frac{84}{9} \\
 &= \frac{28}{3} \\
 &= \frac{56/3}{2} \\
 &= \frac{\sigma^2}{n(=2)}
 \end{aligned}$$

Conclusion : la moyenne \bar{X} prend des valeurs qui se répartissent autour de μ avec une certaine dispersion mesurée par $\text{var}(\bar{X}) = \frac{28}{3}$

$$\text{var}(\hat{\mu}) = \text{var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

cad la variance d'échantillonnage de la moyenne d'échantillon est égale à la variance de la population divisée par la taille de l'échantillon

REMARQUES : ECHANTILLON EASR

Si EASR, on a toujours
mais

$$E(\hat{\mu}) = \mu$$

$$\text{var}(\hat{\mu}) = \frac{\sigma^2}{n} \frac{N-n}{N-1}$$

Si $N \gg n \Rightarrow \frac{N-n}{N-1} \rightarrow 1$ car n négligeable devant N

$$\Rightarrow [\text{var}(\hat{\mu})]_{\text{EAS}} \simeq [\text{var}(\hat{\mu})]_{\text{EASR}} \quad \text{si } N \gg n$$