

FEUILLE TD 2

Rappels

- $x_1, \dots, x_n \in \mathcal{O}$ résultats de la répétition de n expériences aléatoires indépendantes
↳ réalisations indépendantes d'une même loi \mathcal{L}_{θ^*} (θ^* inconnu), avec $\theta^* \in \Theta$.
- Un échantillon est une suite de variid de loi \mathcal{L}_{θ} , $\theta \in \Theta$.
↳ alors $\exists \omega \in \Omega$, tq $(x_1, \dots, x_n) = (X_1(\omega), \dots, X_n(\omega))$, où X_1, \dots, X_n variid de loi \mathcal{L}_{θ^*}
- Le modèle statistique est décrit par l'ensemble de tous les échantillons X_1, \dots, X_n variid de loi \mathcal{L}_{θ} , $\theta \in \Theta$
- Paramètre d'intérêt : $g(\theta)$

• Estimateur : \hat{g} = fonction de x_1, \dots, x_n , où x_1, \dots, x_n échantillon de la loi \mathcal{L}_θ , $\theta \in \Theta$.

• Alors, si on montre que " $\hat{g} \approx g(\theta^*)$ " $\forall \theta \in \Theta$ alors, comme x_1, \dots, x_n réalisat^o de la loi \mathcal{L}_{θ^*} , on obtient

$$\hat{g}(x_1, \dots, x_n) \approx g(\theta^*)$$

Exercice 1

① On est ici dans le cadre de la répétition de n expériences aléatoires indépendantes, donc un échantillon est une suite de variid x_1, \dots, x_n , où chaque x_i modélise le résultat de l'expérience i :

Θ x_i = nb de tirages effectués j'q'à obtenir une us defectueuse

Si $\theta \in]0, 1[$ est la proportion de us defectueuses, alors \mathcal{L}_θ

$$\mathbb{P}(X_i = k) = (1-\theta)^{k-1} \theta, \quad \forall k \in \mathbb{N}^* \Rightarrow X_i \sim \mathcal{G}(\theta)$$

Donc le modèle stat est décrit par tous les échantillons X_1, \dots, X_n de variid de loi $g(\theta)$, $\theta \in]0, 1[$

② Soit X_1, \dots, X_n un échantillon de variid de loi $g(\theta)$, $\theta \in]0, 1[$.

Par la LGN : $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \approx \mathbb{E}(X_1)$ si n gd. Comme $X_1 \sim g(\theta)$,

on sait (ex. 3, TDI) que $\mathbb{E}(X_1) = \frac{1}{\theta}$. Ainsi :

$$\bar{X}_n \approx \frac{1}{\theta}, \text{ n gd. } \Rightarrow \theta \approx \frac{1}{\bar{X}_n}, \text{ n gd.}$$

Comme θ représente la proportion de vis defectueuses, θ est le paramètre d'intérêt, et un estimateur de θ est donc donné par $\frac{1}{\bar{X}_n}$

Exercice 3

① On est ici dans le cadre de la répétition de n expériences aléatoires indépendantes, donc un échantillon est une suite de variables X_1, \dots, X_n , où chaque X_i modélise le résultat de l'expérience i :

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si le poisson pêché est un poisson rouge} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Si la proportion de poissons rouges est $\theta \in]0, 1[$ alors

$$\mathbb{P}(X_i = 1) = \theta \Rightarrow X_i \sim \mathcal{B}(\theta)$$

Donc le modèle stat est décrit par l'ensemble de tous les échantillons X_1, \dots, X_n de variables de même loi $\mathcal{B}(\theta)$, $\theta \in]0, 1[$

② Soit X_1, \dots, X_n un échantillon de variables de loi $\mathcal{B}(\theta)$, $\theta \in]0, 1[$

Par la LGN: $\bar{X}_n \approx \mathbb{E}(X_1) = \theta$, si n est grand, et car $X_1 \sim \mathcal{B}(\theta)$

Donc un estimateur de θ est donné par \bar{X}_n .

② Idem que pour ex. 1.

Exercice 2

① Répétition de n expériences aléatoires indépendantes et identiques, donc un échantillon est une suite X_1, \dots, X_n de v.a.i.d.

De plus, X_i modélise le résultat de l'exp i :

$$X_i = \begin{cases} 1 & \text{si il y a un vainqueur} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Notons $\begin{cases} \alpha = \text{proba. que la pièce de A donne pile} \\ \beta = \text{" " " B " " " } \in]0, 1[. \end{cases}$

$$\begin{aligned} \text{Ainsi, } \mathbb{P}(X_i = 1) &= \text{proba} \left[\underbrace{(A \text{ donne pile})}_{\cap} \text{ et } \underbrace{(B \text{ donne face})}_{\cap} \right] \cup \underbrace{(A \text{ donne face})}_{\cap} \text{ et } \underbrace{(B \text{ donne pile})}_{\cap} \\ &= \text{proba} (A \text{ donne pile} \text{ et } B \text{ donne face}) + \text{proba} (A \text{ donne face} \text{ et } B \text{ donne pile}) \end{aligned}$$

car la
réunion est
disjointe

$$= \text{proba}(A \text{ donne pile}) \times \text{proba}(B \text{ donne face}) + \text{proba}(A \text{ donne face}) \times \text{proba}(B \text{ donne pile})$$

par
indépendance

$$= \alpha(1-\beta) + (1-\alpha)\beta = \alpha + \beta - 2\alpha\beta$$

$$\text{Donc } X_i \sim \mathcal{B}(\alpha + \beta - 2\alpha\beta)$$

Ainsi, le modèle stat est décrit par tous les échantillons X_1, \dots, X_n de variid de loi $\mathcal{B}(\alpha + \beta - 2\alpha\beta)$, $\alpha, \beta \in]0, 1[$.

② Soit donc X_1, \dots, X_n un échantillon de variid de loi $\mathcal{B}(\alpha + \beta - 2\alpha\beta)$.

Par la LGN: $\bar{X}_n \approx \mathbb{E}(X_1) = \alpha + \beta - 2\alpha\beta$, pour n gd.

proba qu'un joueur soit déclaré vainqueur.

Donc \bar{X}_n est un estimateur de la proba qu'un joueur soit déclaré vainqueur.

Exercice 4

① Répétition de n expériences aléatoires indépendantes et identiques, donc un échantillon est une suite X_1, \dots, X_n de variid.

Si k est le nombre de boules présentes dans le sac ($k \in \mathbb{N}^*$), on a alors

$$\mathbb{P}(X_i = k) = \frac{1}{k} \quad \forall k \in \{1, \dots, k\} \Rightarrow X_i \sim \mathcal{U}(\{1, \dots, k\}).$$

Donc le modèle stat est l'ensemble des échantillons de variid X_1, \dots, X_n de loi $\mathcal{U}(\{1, \dots, k\})$, $k \in \mathbb{N}^*$.

② Soit X_1, \dots, X_n un échantillon de variid de loi $\mathcal{U}(\{1, \dots, k\})$, $k \in \mathbb{N}^*$.

Paramètre d'intérêt : k

Estimateur 1

Par la LGN : $\bar{X}_n \approx E(X_1)$, si n est grand.

$$\mathbb{E}(X_1) = \sum_{k=1}^K k P(X_1 = k) \quad (\text{car } X_1 \text{ est à valeurs dans } \{1, \dots, K\})$$

$$= \sum_{k=1}^K k \frac{1}{K} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K k = \frac{1}{K} \frac{K(K+1)}{2} = \frac{K+1}{2}$$

Donc $\bar{X}_n \approx \frac{K+1}{2}$ si n gd. $\Rightarrow K \approx 2\bar{X}_n - 1$. Par suite, $2\bar{X}_n - 1$ est un estimateur de K .

Estimateur 2

Un autre estimateur, moins mauvais que le précédent : $\max_{i=1, \dots, n} X_i$