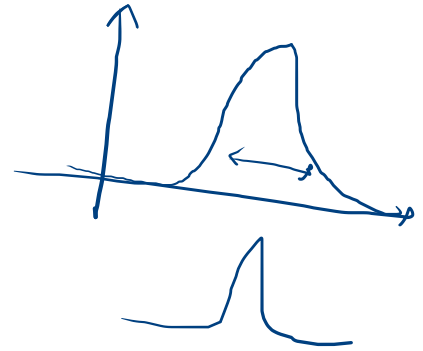


$$\sqrt{m} (\hat{\theta}_m - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\lambda} X \quad X \sim \mathcal{N}(\theta)$$



$$m (\hat{\theta}_m^{MV} - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\lambda} \varepsilon$$

$$(\hat{\theta}_m - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\lambda} \frac{X}{\sqrt{m}}$$



$$\frac{(\hat{\theta}_m^{MV} - \theta)}{m} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{\lambda} \frac{\varepsilon}{m}$$

de vaît plus vite vers 0

Vitesse de convergence

Comment  $(\hat{\theta}_m - \theta)$  (écart de l'estimateur à  $\theta$ )  
de vaît vers 0 ?  
 $\mathcal{O}_m$  veut l'estimateur avec la vitesse de  $\mathcal{O}_m$   
qui de vaît le + vite vers 0.

## Exercice 3

$\theta > 0$ .  $X \sim U_{\text{unif}} [0, \theta]$  (loi continue).

$$X_1, \dots, X_m \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} X$$

$$1) \mathbb{E}[X] = \frac{\theta}{2}.$$

• Par la méthode des moments,

un stim. de  $\mathbb{E}[X]$  c'est  $\bar{X}_m$

un stim. de  $\theta$  c'est  $2\bar{X}_m = \hat{\theta}_m$

$$\bar{X}_m \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \frac{\theta}{2} \quad (\text{LGN})$$

$$g: x \mapsto 2x \text{ continue, } \underset{\hat{\theta}_m}{g(\bar{X}_m)} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{p.s.}} \theta \quad (\text{Th de continuité})$$

$\hat{\theta}_m$  c'est p.s vers  $\theta$ .

$$\begin{aligned}
 2) \quad \mathbb{E}[\hat{\theta}_m - \theta] &= \mathbb{E}[2\bar{X}_m - \theta] = 2\mathbb{E}[\bar{X}_m] - \theta \\
 &= 2 \frac{\theta}{2} - \theta \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

sans biais.

$$\begin{aligned}
 3) \quad \mathbb{E}[(\hat{\theta}_m - \theta)^2] &= \text{Var}(\hat{\theta}_m) \\
 &= \text{Var}(2\bar{X}_m) \\
 &= 4 \text{Var}(\bar{X}_m) \\
 &= \frac{4\theta^2}{12m} \\
 &= \frac{\theta^2}{3m}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \mathbb{E}[x^2] - \mathbb{E}[x]^2 \\
 \text{Var}(x) &= \theta^2/12 \\
 \text{Var}(\bar{X}_m) &= \frac{\theta^2}{12m}
 \end{aligned}$$

4) Normalité asymptotique

$$\underline{\text{TCL}} \quad \sqrt{n} \left( \bar{X}_n - \frac{\theta}{2} \right) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \mathcal{N} \left( 0, \frac{\theta^2}{12} \right)$$

Δ méthode  $g(x) = 2x$  continue  
 $g'(x) = 2$ .

$$\sqrt{n} (\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \mathcal{N} \left( 0, \frac{\theta^2}{3} \right)$$

$$\text{" } \frac{g'(\theta)^2 \theta^2}{12} = \frac{4\theta^2}{12}$$

5) EMV

$$L_X(\theta) = \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i)$$

$$f_{\theta}(x_i) = \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{[0, \theta]}(x_i)$$

$$= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{[0, \theta]}(x_i)$$

- Exp (2)  $f(x) = \exp(-x) \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(x)$

dépend pas de  $\theta$ .

$$\forall x_i > 0, L_X(\theta) = \prod_{i=1}^m \exp(-x_i)$$

- Dès que l'indicateur dépend de  $\theta$ ,  
on doit le mettre dans la vraisemblance

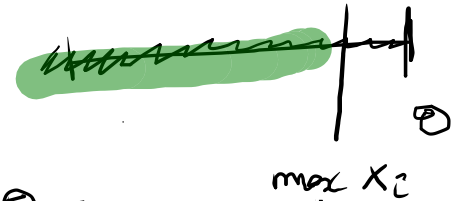
$$\rightsquigarrow \min_i x_i, \max_i x_i \text{ (souvent)}$$

$$L_X(\theta) = \frac{1}{\theta^m} \prod_{i=1}^m \mathbb{1}_{[0; \theta]}(x_i)$$

- $L_X$  est non nulle si

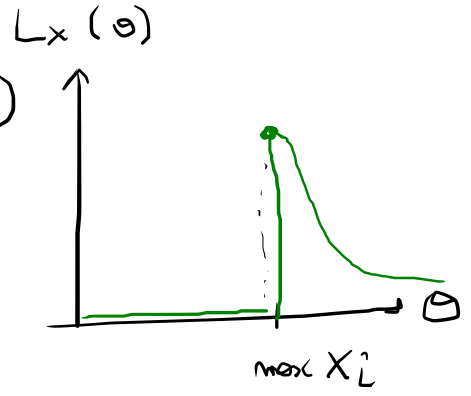
$$\forall i, x_i \leq \theta$$

$$\Leftrightarrow \max_i x_i \leq \theta$$



$$\hat{\theta}^{MV} = \max_i X_i ? \text{ (candidate)}$$

$L_X$  est-elle bien croissante ?



Si  $\theta \leq \max_i X_i$ , elle est nulle  $\exists i, X_i > \theta$   
 donc j'ai au moins une individu  
 nulle.

Si  $\theta > \max_i X_i$ ,  $\prod_{i=1}^M \theta = 1$   
 $\theta = \frac{1}{\theta^m}$  décroissante.

$\max_i X_i$  est bien l'EMV.

$$6) \quad IP(X \leq t) = \frac{t}{\theta} \mathbb{1}_{[0; \theta]}$$

$$f_{\theta}(x) = \frac{1}{\theta} \mathbb{1}_{[0; \theta]} \quad (*)$$

$$7) \quad X_{(n)} = \max_i X_i$$

$$IP(X_{(n)} \leq t) = IP(\max_i X_i \leq t)$$

$$= IP(\forall i, X_i \leq t)$$

$X_i$   
indépend

$$= \prod_{i=1}^m IP(X_i \leq t)$$

$X_i$   
de  $m^1$  loi

$$= IP(X \leq t)^m$$

$$= \frac{t^m}{\theta^m} \mathbb{1}_{[0; \theta]}$$

8)  $X_{(n)} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{IP} \Theta$  - (définition) car ZGN + continuité  
 ça va pas marcher.

Soit  $\varepsilon > 0$ .

$$IP(|X_{(n)} - \Theta| > \varepsilon) = IP(\Theta - X_{(n)} > \varepsilon)$$

↑

$X_{(n)} \leq \Theta$  par déf de l'EMV.

$$= IP(\Theta - \varepsilon > X_{(n)})$$

$$= IP(X_{(n)} \leq \Theta - \varepsilon)$$

$\Theta - \varepsilon \leq \Theta$   
 $\hookrightarrow \varepsilon \leq \Theta$  et  $\Theta > 0$ .

$$= \frac{(\Theta - \varepsilon)^n}{\Theta^n} \underbrace{P_{[0, \Theta]}(\Theta - \varepsilon)}$$

$$= P_{[0, \Theta]}(\varepsilon)$$

→ 0.



g) Borel-Contelli  $\rightarrow$  convergence p.s.

Détails dans feuille à part.

$$\sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(|X_{(n)} - \theta| > \varepsilon) < +\infty \Rightarrow X_{(n)} \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{p.s.} \theta$$

(par Borel Contelli)

$$\forall \varepsilon \in [0, \theta],$$

$$\sum_{n \geq 1} \mathbb{P}(|X_{(n)} - \theta| \geq \varepsilon) = \sum_{n \geq 1} \left( \frac{\theta - \varepsilon}{\theta} \right)^n = \frac{\theta - \varepsilon}{\theta} \left( \frac{1}{1 - \frac{\theta - \varepsilon}{\theta}} - 1 \right)$$

$< \infty$   
(c'est une constante  
pas de dépendance  
en  $n$ )

JE DÉTAILLERAI

Détails +  
on utilise

$$\sum_{n \geq 0} x^n = \frac{1}{1-x}$$

$$\text{donc } \sum_{n \geq 1} x^n = \frac{1}{1-x} - 1.$$

$$10) \quad F_E(t) = 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right) \mathbb{1}_{[t > 0]} \quad \text{quand } E \sim \text{Exp}(\theta^{-1})$$

$$11) \quad m(\theta - X_{(n)}) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} \text{Exp}(\theta^{-1}) \quad \left| \begin{array}{l} \text{TCL + } \Delta \text{ méthode pas marcher} \\ \text{avec la moy } X_i \\ \text{L' } \underline{\text{définition}} \text{ avec les} \\ \text{fonctions de répartition} \end{array} \right.$$

$$IP(m(\theta - X_{(n)}) \leq t) \xrightarrow[n \rightarrow +\infty]{} 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right) \mathbb{1}_{[t > 0]}$$

$$\begin{aligned} IP(m(\theta - X_{(n)}) \leq t) &= IP\left(X_{(n)} \geq \theta - \frac{t}{m}\right) \\ &= 1 - IP\left(X_{(n)} \leq \theta - \frac{t}{m}\right) \\ &= 1 - \left(\frac{\theta - \frac{t}{m}}{\theta}\right)^n \underbrace{\mathbb{1}_{[0, \theta]}\left(\theta - \frac{t}{m}\right)}_{\mathbb{1}_{[0, +\infty[}(t)} \end{aligned}$$

$$\left(1 - \frac{t}{m\theta}\right)^m = \exp\left(m \ln\left(1 - \frac{t}{m\theta}\right)\right)$$

DL de  $\ln$  à l'ordre 1 ( $m\theta$ )  $\ln(1-x) \sim -x$   $x \rightarrow 0$

$$\underset{m \rightarrow +\infty}{\sim} \exp\left(-\frac{m t}{m\theta}\right) = \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right)$$

$$P\left(m(X_{(m)} - \theta) \leq t\right) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} 1 - \exp\left(-\frac{t}{\theta}\right) \quad \forall t \geq 0.$$

$$22) \quad \left| \begin{array}{l} m(\hat{\theta}_m - \theta) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \text{Exp}(1) \quad \rightsquigarrow \text{vitene de cos } 1/m \\ \sqrt{m}(\hat{\theta}_m - \theta) \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \mathcal{D}\left(0, \frac{\theta^2}{3}\right) \quad \rightsquigarrow \text{---} \quad 1/\sqrt{m} \end{array} \right.$$

$\hat{\theta}_m$  choisit l'EMV •  $\theta_m$  choisit  $X_{(m)}$ .

- Bias, EQM.
  - LGN, continuité
  - TCL,  $\Delta$  méthode
  - Méthode des moments
  - EMV
- p.s.  
 $\rightarrow$   
 $\rightarrow$   
 pour trouver un estimateur.

TD1, TD2

exo 7, exo 8 TD2.  
exo 2, 5, 6 TD1