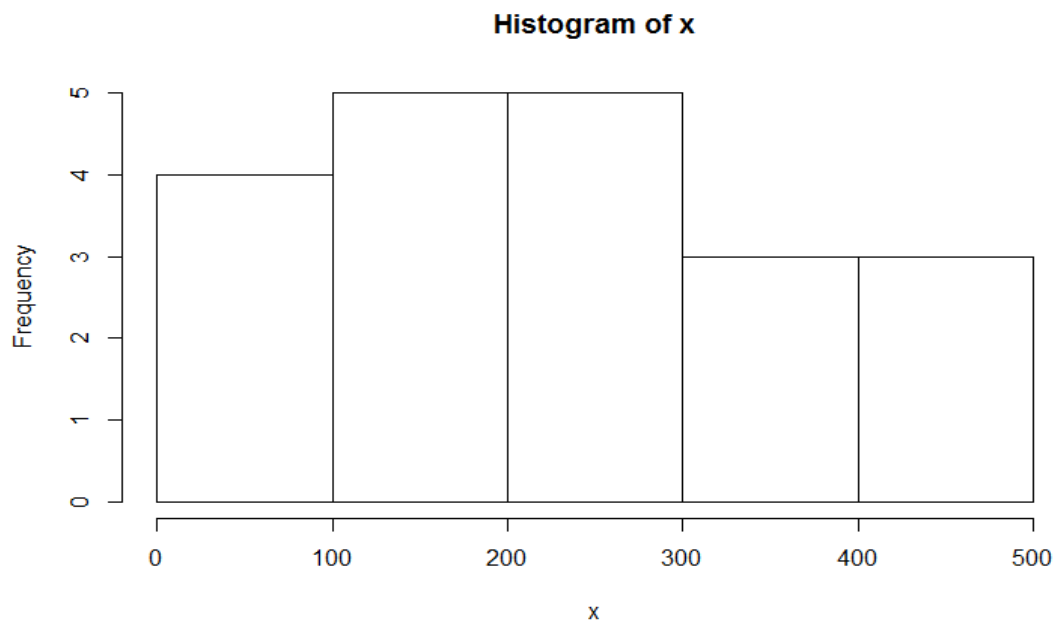


Exercice 1

jeudi 16 mars 2017 10:01

1) Voici un histogramme de ces données :

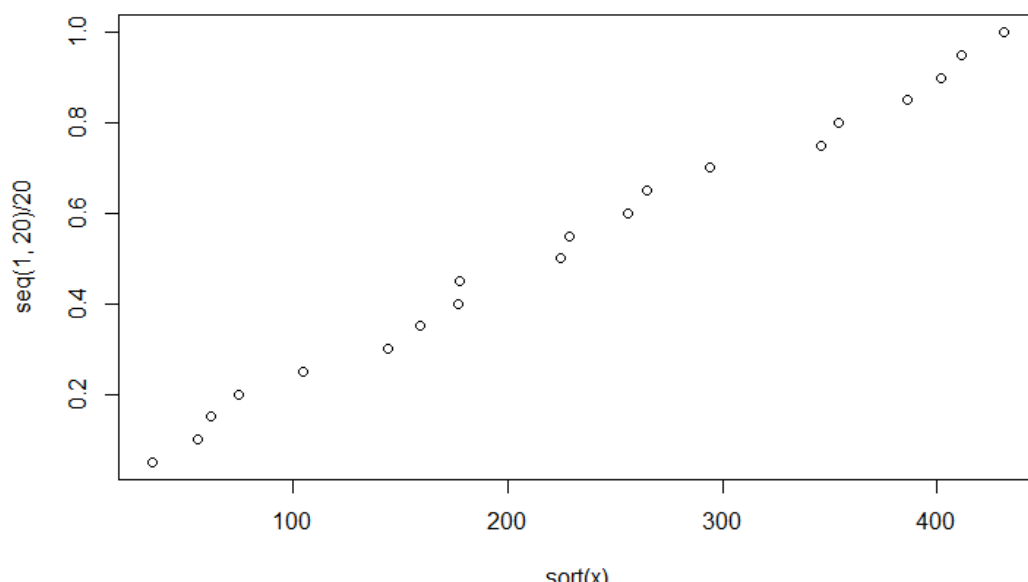


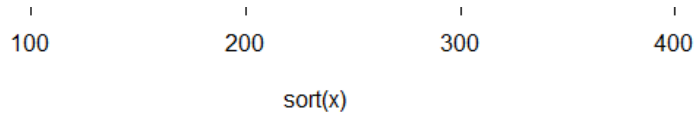
On fait alors l'hypothèse que les données suivent une loi uniforme $\mathcal{U}(0, \theta)$.

$$\mathcal{F}_\theta(x) = \frac{x}{\theta} \text{ pour } 0 \leq x \leq \theta$$

$$\mathcal{F}_\theta(x) \approx \frac{x_i^*}{\theta}$$

$$\Rightarrow \frac{i}{n} \text{ si } x = x_i^*$$





L'hypothèse $\mathcal{U}(0, \theta)$ est validée car les points forment grossomodo une droite.

2) On utilise la moyenne empirique \bar{x}_n . On a :

$$\bar{x}_n \rightarrow E[X] = \frac{\theta}{2}$$

D'où $\tilde{\theta} \approx 459$

$$3) \mathcal{L}_{x_1, \dots, x_n}(\theta) = f_{\theta}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{\theta}(x_i) = \frac{1}{\theta^n} \prod_{i=1}^n \mathbb{1}_{[0, \theta]}(x_i)$$

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmax}_{\theta \in \mathbb{R}} \mathcal{L}_{x_1, \dots, x_n}(\theta)$$

$\hat{\theta}$ doit être parmi les valeurs supérieures au max des x_i afin de s'assurer que $\forall x_i, \mathbb{1}_{[0, \theta]}(x_i) = 1$. Or, à cause du facteur $\frac{1}{\theta^n}$,

augmenter θ diminue la vraisemblance. On choisit donc θ le plus faible possible. Ainsi, $\hat{\theta} = \max x_i = 431$

4) $\tilde{\theta}_n$ est sans biais

$$\operatorname{var}(2\bar{X}_n) = 4 \operatorname{var}(\bar{X}_n) = \frac{4}{n^2} \operatorname{var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = 4 \frac{\operatorname{var}(X)}{n} = \frac{4\theta^2}{12n} = \frac{\theta^2}{3n}$$

→ convergent, vitesse : $\frac{1}{n}$

Biais de $\hat{\theta}_n$:

$$f_{\hat{\theta}_n}(x) = \frac{n}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} \mathbb{1}_{[0, \theta]}(x)$$

$$E[\hat{\theta}_n] = \int_0^\theta x \frac{n}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} dx = \frac{n}{\theta^n} \int_0^\theta x^n dx = \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^\theta$$

→ convergent, vitesse $\frac{1}{n}$

$$= \frac{\theta n}{n+1} \Rightarrow \hat{\theta}_n = \frac{n+1}{n} \hat{\theta}_n \text{ est ESB de } \theta$$

$$E[\hat{\theta}_n^2] = \int_0^\theta \frac{x^2}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} d\theta = \frac{n}{\theta^n} \left[\frac{x^{n+2}}{n+2} \right]_0^\theta = \frac{n\theta^2}{n+2}$$

$$\text{var}(\hat{\theta}_n) = \frac{n\theta^2}{n+2} - \left(\frac{n}{n+1} \theta \right)^2 = \frac{n\theta^2}{(n+1)^2(n+2)}$$

⇒ Pas intéressant car $\neq E[(\hat{\theta}_n - \theta)^2]$

$$\text{var}(\hat{\theta}'_n) = \frac{(n+1)^2}{n^2} \text{var}(\hat{\theta}_n) = \frac{\theta^2}{n(n+2)} \neq \frac{1}{I_1(\theta)n}$$

Contredit $\sqrt{n}(\hat{\theta}_n - \theta) \rightarrow \mathcal{N}\left(0, \frac{1}{I_1(\theta)}\right)$ pas valide ici

$\hat{\theta}'_n$ est meilleur que $\tilde{\theta}$

Applications numériques :

$$\tilde{\theta} = 454, \hat{\theta}_n = 431, \hat{\theta}' = 453$$

$$E_{\hat{\theta}_n}[X] = \frac{\hat{\theta}'_n}{2} = 226$$

$$P_{\hat{\theta}_n}(X \leq 100) = \frac{100}{\hat{\theta}_n} \approx 0.22$$

$$\text{Nombre de particules par an} \approx \frac{8760h}{226 \text{part/h}} \approx 38$$

Exercice 2

jeudi 23 mars 2017 10:29

$$X_i \sim \exp(\lambda), f_\lambda(x) = \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{[0, +\infty[}(x)$$

$$E[X_i] = \frac{1}{\lambda}, \text{var}(X_i) = \frac{1}{\lambda^2}$$

$$\ln(\mathcal{L}_{x_1, \dots, x_n}(\lambda)) = \sum_{i=1}^n [\ln \lambda - \lambda x_i]$$

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\lambda} - x_i = n \left(\frac{1}{\lambda} - \bar{x}_n \right)$$

$$\tilde{\lambda}_n = \frac{n}{\sum_{i=1}^n X_i}$$

$$1) E[\hat{\lambda}_n] = nE \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^n X_i} \right] \text{ où } \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Gamma}(n, \lambda)$$

$$= n \int_0^{+\infty} \frac{1}{x} f_{G(n, \lambda)}(x) dx$$

$$f_{G(n, \lambda)} = \frac{\lambda^n}{\Gamma(n)} x^{n-1} e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(x)$$

$$\Rightarrow E[\hat{\lambda}_n] = nE \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^n X_i} \right]$$

$$= n \int_0^{+\infty} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-2} e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(x) dx$$

$$= \frac{n\lambda}{n-1} \int_0^{+\infty} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-2)!} x^{n-2} e^{-\lambda x} \mathbb{1}_{\mathbb{R}^+}(x) dx$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{n\lambda}{n-1} \int_0^{+\infty} f_{G(n-1,\lambda)}(x) dx \\
&= \frac{n\lambda}{n-1} \\
&\Rightarrow \hat{\lambda}'_n = \frac{n-1}{\sum_{i=1}^n X_i} \text{ ESB de } \lambda \left(E[\hat{\lambda}'_n] = \lambda \right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
2) E[\hat{\lambda}'_n{}^2] &= (n-1)^2 \int_0^{+\infty} \frac{1}{x^2} f_{G(n,\lambda)}(x) dx \\
&= (n-1)^2 \int_0^{+\infty} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} x^{n-3} e^{-\lambda x} dx \\
&= \frac{(n-1)^2 \lambda^2}{(n-1)(n-2)} \int_0^{+\infty} \frac{\lambda^{n-2}}{(n-3)!} x^{n-3} e^{-\lambda x} dx \\
&= \frac{n-1}{n-2} \lambda^2
\end{aligned}$$

$$\left(E\left[\frac{1}{Y^2}\right] = \int \frac{1}{y^2} f_Y(y) dy \right)$$

$$\Rightarrow \text{var}(\hat{\lambda}'_n) = \frac{n-1}{n-2} \lambda^2 - \lambda^2 = \lambda^2 \left(\frac{n-1}{n-2} - 1 \right) = \frac{\lambda^2}{n-2}$$

$$\text{var}(\hat{\lambda}'_n) = \frac{\lambda^2}{n-2} > \frac{1}{n/\lambda^2} = \frac{\lambda^2}{n}$$

$$\text{In}(\lambda) = \text{var}\left(\frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n X_i\right) = n \text{var}(X) = \frac{n}{\lambda^2}$$

Pas efficace ! Mais $\frac{\lambda^2}{n-2} \times \frac{n}{\lambda^2} \xrightarrow{n \rightarrow +\infty} 1$, donc c'est efficace asymptotiquement.